

Mannheimer sozialwissenschaftliche Abschlussarbeiten, Nr. 001

Räumliche Modelle der Parteienbewertung

Theorie und empirische Überprüfung von Richtungs- und Distanzmodellen
unter Anwendung des Rank Ordered Logit

Diplomarbeit

vorgelegt bei

Prof. Dr. Franz Urban Pappi
Lehrstuhl für Politische Wissenschaft I
Universität Mannheim

Mai 2005

Michael Herrmann
U1, 6
68161 Mannheim

Schriftenreihe: Mannheimer sozialwissenschaftliche Abschlussarbeiten

Vorwort

Die Fakultät für Sozialwissenschaften der Universität Mannheim bildet in den Fächern Politikwissenschaft, Soziologie, Psychologie und Erziehungswissenschaft qualifizierten Forschungs- und Führungsnachwuchs aus. Viele Abschlussarbeiten der Studierenden zeugen von dem hohen wissenschaftlichen Niveau der Mannheimer Ausbildungsinhalte, die insbesondere gekennzeichnet sind von der empirisch-analytischen Ausrichtung unter Betonung quantitativer Methoden.

Die Ergebnisse und Inhalte vieler dieser Arbeiten sind publikationswürdig. Aus diesem Grund bietet die Fakultät für Sozialwissenschaften ihren besten Absolventen die Möglichkeit, ihre Arbeiten einem breiteren Publikum zu präsentieren und hat hierfür diese Schriftenreihe ins Leben gerufen. Diese Schriftenreihe soll dazu beitragen, die wissenschaftlichen Ergebnisse der besten Abschlussarbeiten dem Fachpublikum zugänglich zu machen. Damit sind sie für weitere Untersuchungen verfügbar und können eventuell eine Grundlage für weitere Forschungen bieten.

In dieser Reihe werden nur Abschlussarbeiten veröffentlicht, die von beiden Gutachtern mit „sehr gut“ bewertet und für veröffentlichungswürdig befunden wurden.

Prof. Dr. Josef Brüderl
Dekan der Fakultät für Sozialwissenschaften

Inhalt

<i>Überblick</i>	<i>1</i>
 Erster Teil	
<i>1. Räumliche Modelle der Parteienbewertung</i>	<i>2</i>
<i>1.1 Das Distanzmodell</i>	<i>4</i>
<i>1.1.1 Das Distanzmodell im Zusammenhang mit Wahlen</i>	<i>5</i>
<i>1.1.2 Formalisierung des Distanzmodells</i>	<i>6</i>
<i>1.1.2.1 Die City-Block Distanz</i>	<i>7</i>
<i>1.1.2.2 Die Quadratische euklidische Distanz</i>	<i>9</i>
<i>1.1.2.3 Die Quadratwurzel Distanz</i>	<i>10</i>
<i>1.1.2.4 Die euklidische Distanz</i>	<i>12</i>
<i>1.1.3 Das Distanzmodell in der Psychologie</i>	<i>14</i>
<i>1.1.4 Parteienwettbewerb unter dem Distanzmodell</i>	<i>15</i>
 <i>1.2 Das Richtungsmodell von Rabinowitz und Macdonald</i>	 <i>16</i>
<i>1.2.1 Formalisierung des RM-Modells</i>	<i>18</i>
<i>1.2.2 Parteienwettbewerb unter dem RM-Modell</i>	<i>22</i>
<i>Exkurs: Die Region of Acceptability</i>	<i>23</i>
 <i>1.3 Das Matthews-Modell</i>	 <i>27</i>
<i>1.3.1 Formalisierung des Matthews-Modells</i>	<i>29</i>
<i>1.3.2 Parteienwettbewerb unter dem Matthews-Modell</i>	<i>36</i>
 <i>1.4 Gemischte Modelle</i>	 <i>38</i>
<i>1.4.1 Das Grofman-Modell</i>	<i>38</i>
<i>1.4.2 Das gemischte RM-Distanzmodell</i>	<i>41</i>
<i>Exkurs: Der Mischparameter β</i>	<i>42</i>
<i>1.4.3 Das ‚Unified Model‘ von Merrill und Grofman</i>	<i>44</i>
 <i>1.5 Diskussion</i>	 <i>46</i>
<i>1.6 Forschungsfragen</i>	<i>53</i>

Zweiter Teil

<i>2.1 Empirische Befunde zu RM- und Distanzmodell</i>	<i>54</i>
<i>2.1.1 Wahrgenommene Parteipositionen</i>	<i>62</i>
<i>2.1.2 Präferenzen vs. Support</i>	<i>66</i>
<i>2.1.3 Fazit und Forschungsdesign</i>	<i>71</i>
<i>2.2 Das Rank Ordered Logit Modell</i>	<i>72</i>
<i>2.2.1 Entwicklung des Modells</i>	<i>73</i>
<i>2.2.2 Unvollständige Rangordnungen</i>	<i>77</i>
<i>2.2.3 Rangplatzbindungen</i>	<i>78</i>
<i>2.2.4 Modellbildung und Interpretation</i>	<i>80</i>
<i>2.2.5 Diagnostik: Unabhängigkeit irrelevanter Alternativen</i>	<i>83</i>
<i>2.2.6 Diagnostik: Heteroskedastische Rangfolgen</i>	<i>87</i>
<i>2.3 Empirische Überprüfung räumlicher Modelle</i>	<i>90</i>
<i>2.3.1 Datensatz und Operationalisierungen</i>	<i>90</i>
<i>2.3.2 Spezifikation der Rangtiefe</i>	<i>94</i>
<i>2.3.3 Ergebnisse</i>	<i>97</i>
<i>2.3.4 Interpretation und Ausblick</i>	<i>108</i>
<i>Anhang</i>	<i>112</i>
<i>Literatur</i>	<i>118</i>

Überblick

Die vorliegende Arbeit ist der Untersuchung räumlicher Parteibewertungsmodelle gewidmet. Diese in der Wählerforschung weit verbreiteten Modelle haben zum Ziel, Wählerpräferenzen gegenüber Parteien allein durch die Standpunkte dieser Parteien in politischen Sachfragen zu erklären. Die Erklärung solcher politikbasierten Präferenzen spielt bei der Vorhersage von Wahlentscheidungen eine entscheidende Rolle. Darüber hinaus erlauben räumliche Parteibewertungsmodelle eine umfassende Analyse des Parteienwettbewerbs, sowie die Ableitung von Strategien zur optimalen Positionierung von Parteien in wichtigen Sachfragen.

Der folgende Beitrag besteht aus zwei Teilen: Im ersten Teil werden verschiedene Parteibewertungsmodelle vorgestellt, angefangen beim klassischen Distanzmodell über das Richtungsmodell von Rabinowitz und Macdonald bis hin zum Matthews-Modell (Abschnitte 1.1 – 1.3). Auf diesen drei so genannten reinen Modellen liegt das Hauptaugenmerk dieser Arbeit. Daneben sollen aber auch so genannte gemischte Modelle vorgestellt werden (Abschnitt 1.4), die in der Literatur zunehmend an Bedeutung gewinnen. Insbesondere geht es im ersten Teil dieser Arbeit darum, die wesentlichen Eigenschaften der verschiedenen Modelle zu verdeutlichen, angefangen bei den theoretischen Annahmen und Funktionsweisen bis hin zu Gemeinsamkeiten und systematischen Beziehungen der Modelle untereinander. Damit soll ein möglichst großer theoretischer Rahmen geschaffen werden, zur Einordnung der späteren empirischen Ergebnisse. Teil eins endet mit einer Darstellung dieses theoretischen Rahmens und einer Diskussion der wesentlichen Unterschiede von Distanzmodell, Matthews-Modell und Richtungsmodell von Rabinowitz und Macdonald (Abschnitt 1.5). Dabei wird ein Interpretationsschema vorgeschlagen, das ein einfaches heuristisches Verständnis dieser drei reinen Modelle ermöglichen und als theoretischer Rahmen für die späteren empirischen Überprüfungen dieser Modelle dienen soll.

Der zweite Teil befasst sich dann intensiv mit der empirischen Überprüfung räumlicher Parteibewertungsmodelle. Dazu wird zunächst der Forschungsstand auf diesem Gebiet betrachtet (Abschnitt 2.1). Dieser ist geprägt von Auseinandersetzungen um die Überlegenheit des Richtungsmodells von Rabinowitz und Macdonald gegenüber dem Distanzmodell. Nach gründlicher Durchsicht und kritischer Prüfung der wesentlichen Streitpunkte und methodischen Probleme (Abschnitte 2.1.1 – 2.1.3) soll ein im Rahmen dieser Literatur neuartiges Analyseverfahren vorgeschlagen werden, das die Unzulänglichkeiten bisheriger Ansätze umgeht. Nach einer allgemeinen Einführung dieses Ver-

fahrens (Abschnitt 2.2) werden Distanzmodell, Richtungsmodell und Matthews-Modell anhand bundesdeutscher Wahlumfragedaten getestet. Die Ergebnisse dieser empirischen Tests werden am Ende des zweiten Teils präsentiert und im Lichte des theoretischen Verständnisses aus Teil eins diskutiert (Abschnitte 2.3 – 2.3.4).

Erster Teil

1. Räumliche Modelle der Parteienbewertung

Die folgenden Abschnitte geben einen Überblick über die verschiedenen räumlichen Modelle der Parteienbewertung, wie sie seit den klassischen Beiträgen von Hotelling (1929), Downs (1957) und Black (1958) in der Literatur erschienen sind. Über einen langen Zeitraum hinweg war diese Literatur von Anwendungen des so genannten Distanzmodells bestimmt. Diese beschäftigten sich zum einen mit der Erklärung von Abstimmungen über Politikvorschläge („policies“) in Ausschüssen und Parlamenten („committees“). Zum anderen ging es darum Wahlen, also Abstimmungen über Kandidaten und Parteien, zu modellieren. In beiden Fällen drehte sich das Interesse um die Existenz und das Zustandekommen von Gleichgewichten, d.h. um die Frage, ob es bei Abstimmungen mit Mehrheitsentscheid eine Alternative gibt, die von einer stabilen Mehrheit der Entscheidenden vorgezogen wird. Stabil bedeutet hierbei, dass es keine andere Alternative gibt, von der sie in einem direkten Vergleich geschlagen werden könnte.

Auch wenn diese Herangehensweise aufgrund ihrer restriktiven Annahmen nicht ohne Kritik geblieben ist¹, so beschränkte sich diese weitestgehend auf grundsätzliche Aspekte, wie z.B. die Plausibilität der Annahme von Policy-Dimensionen oder der Existenz eines gemeinsamen politischen Raumes in dem sich sowohl Wähler als auch Parteien verorten lassen.² Erst mit den Arbeiten von Rabinowitz (1978) und Rabinowitz und Macdonald (1989) erfuhr die Kritik am Distanzmodell eine neue Qualität, denn erstmals stand nicht mehr die generelle Frage nach der Angemessenheit einer Modellierung von Wahlen durch räumlich darstellbare Politikpositionen von Wählern und Parteien im Vordergrund, sondern die spezielle Annahme, dass Präferenzen ausschließlich eine Funktion der Distanz von Parteiposition und Idealpunkt des Wählers sind. Forschungen

¹ Vgl. die klassische Kritik von Stokes (1963)

² Vgl. Ordeshook (1974)

zu multidimensionaler Skalierung von Kandidatenbewertungen führten Rabinowitz und Macdonald zum Vorschlag eines alternativen Bewertungsmechanismus. Die Autoren testeten ihr so genanntes Richtungsmodell in einer Serie von empirischen Studien und kamen dabei stets zu dem Ergebnis, dass die Bewertungen politischer Kandidaten und Parteien eher dem Richtungsmodell als dem Distanzmodell folgen. Diese stark empirisch motivierte Kritik löste in der Folgezeit eine Reihe von empirischen Überprüfungen aus, alle mit dem Ziel, die Überlegenheit des einen oder anderen Modells nachzuweisen. Damit einher ging ein verstärktes Interesse an der empirischen Modellierung von Wahlentscheidungen, basierend auf gemessenen Politikpräferenzen und wahrgenommenen Parteipositionen.³

In der Folgezeit wurden weitere Vorschläge zur räumlichen Modellierung von Parteibewertungen gemacht: Das so genannte Matthews-Modell (Merrill, Grofman 1997, 1999) stellt eine weitere mögliche Variante eines Richtungsmodells dar; das Grofman-Modell (Grofman 1985) erweitert das ursprüngliche Distanzmodell um die Existenz eines Status Quo mit einem gewissen Änderungswiderstand, der die Parteien daran hindert ihre Politik eins zu eins umzusetzen; Versuche den Disput zwischen Anhängern des Distanzmodells und des Richtungsmodells zu schlichten, brachten Iversen (1994) sowie Merrill und Grofman (1999) zu Formulierungen so genannter gemischter Modelle, die sowohl Distanz- als auch Richtungsaspekte in die Bewertungsfunktion mit aufnehmen; Merrill und Grofman schließlich zeigten, dass das Grofman-Modell lediglich ein Spezialfall des gemischten Modells von Iversen darstellt.

In den nächsten Abschnitten sollen alle diese Modelle im Einzelnen vorgestellt werden. Die Darstellung beginnt mit einer längeren Einführung des Distanzmodells, welches als Referenzpunkt zu den anderen Modellen dienen soll. Im Mittelpunkt der Ausführungen stehen dabei nicht so sehr die Implikationen der Modelle für den Parteienwettbewerb, sondern ihre Annahmen hinsichtlich der Bewertungsprozesse seitens des Wählers. Die Auswirkungen dieser unterschiedlichen Bewertungsprozesse auf die Modellierung von Parteistrategien werden lediglich in ihren Grundzügen erläutert, in erster Linie um die unterschiedliche Bedeutung der einzelnen Modelle besser zu veranschaulichen.

³ Der Vorschlag eines alternativen Wählermodells innerhalb des räumlichen Paradigmas machte die gründliche Überprüfung des bisherigen Modells nicht zuletzt deshalb erforderlich, weil sich zum ersten Mal völlig neue Hypothesen über optimale Strategien für den Parteienwettbewerb ableiten ließen. Die These konvergierender Parteipositionen in politischen Sachfragen, welche die distanzbasierte Literatur dominiert, erfuhr ihr krasses Gegenstück in der Behauptung zentrifugal auseinander divergierender Positionen, die das Richtungsmodell impliziert (vgl. Abschnitt 1.2.2).

1.1 Das Distanzmodell

Das Distanzmodell ist das älteste und bekannteste räumliche Modell. Es geht zurück auf Überlegungen von Hotelling (1929) zum räumlichen Wettbewerb zweier Anbieter unter der Annahme von Transportkosten auf Seiten der Konsumenten.⁴ Entscheidend für den Kontext politischer Angebots- und Nachfrageprozesse ist die Beobachtung Hotellings zu der Frage der optimalen Positionierung eines Händlers, bei gegebener Position des Konkurrenten. Hier kommt er zu dem Ergebnis, dass die optimale Position stets direkt neben der des Konkurrenten liegt und zwar jeweils auf der Seite mit der größeren Konsumentenmasse (ebd. S. 51). In der Tat ist diese Beobachtung so bemerkenswert, dass Hotelling sie auf eine Reihe von unterschiedlichsten Sachverhalten überträgt, u.a. auf den politischen Wettbewerb von Demokraten und Republikanern. Entscheidend für ihre Gültigkeit ist jedes Mal die Existenz einer Distanz zwischen Konsumenten und Gütern, allerdings keineswegs nur räumlicher Art, sondern beispielsweise in dem Grad der Zuträglichkeit, die der Konsument gegenüber Gütern empfindet, die sich hinsichtlich eines Bestimmten Merkmals unterscheiden (ebd. S. 54 ff.). Egal ob wir also das Angebot verschiedener erlösmaximierender Unternehmer betrachten oder politische Vorschläge stimmenmaximierender Parteien, das zentrale Ergebnis sollte stets sein, dass sich die Angebote kaum voneinander unterscheiden bzw. gerade so verschieden sind, dass man ein Segment der Nachfrage an sich bindet.

Downs (1957) bediente sich in seinem Klassiker „An Economic Theory of Democracy“ des Modells von Hotelling und seiner Erweiterungen durch Smithies (1941) um die Dynamik des ideologischen Parteienwettbewerbs zu beschreiben (Downs 1957, S.115 ff.). Damit nahm er das Modell aus seiner relativ isolierten Stellung und integrierte es in ein umfassendes Erklärungsprogramm über die Funktionsweise moderner Demokratien – basierend auf der Theorie rationalen Entscheidens. Black (1958) schließlich formulierte das berühmte Medianwählertheorem unter der Annahme eingipfliger Nutzenfunktionen.

⁴ Hotelling nahm an, dass alle Konsumenten gleich verteilt sind, entlang einer räumlichen Linie, beispielsweise einer Hauptstraße (ebd. S. 45). Ebenfalls auf dieser Straße befinden sich zwei Ladenbesitzer, die identische Waren anbieten. Unter der Annahme von Wegkosten konnte Hotelling zeigen, dass bei gegebenem Preis von Händler A, der optimale Preis von Händler B eine Funktion des Abstandes beider Geschäfte ist. Dasselbe gilt für die optimale Antwort von A auf den Preis von B: Je größer der Abstand, desto höher kann der Preis angesetzt werden. Da die Konsumenten stets bei dem Händler einkaufen, bei dem die Summe aus Preis und Distanz am geringsten ist, wird aus der Sicht der Händler die Distanz zum Konkurrenten zur entscheidungsrelevanten Größe. Je weiter die Entfernung eines Händlers zu seinem Konkurrenten, desto stärker kann er also den Preis erhöhen – desto stärker ist sein lokales Monopol.

Es besagt, dass in politischen Abstimmungen mit einfachem Mehrheitsentscheid über Vorschläge, die sich auf einer Dimension anordnen lassen, der Medianvorschlag allen anderen Vorschlägen von einer Mehrheit vorgezogen wird. Weiterentwicklungen und umfassende mathematische Formalisierungen erfuhr das Distanzmodell u.a. durch die Arbeiten von Davis und Hinich (1966), Davis, Hinich und Ordeshook (1970), sowie Hinich und Munger (1994). Abgesehen von den Bereichen Wählerverhalten und Parteienwettbewerb, kommt es in erster Linie in der Modellierung von Abstimmungen in Ausschüssen und Parlamenten zur Anwendung (Enelow, Hinich 1984).

Die nachfolgende Darstellung beschränkt sich auf das Distanzmodell im Rahmen der Parteienwahl, bzw. der Wahl politischer Repräsentanten. Hierzu werden zunächst die wesentlichen Eigenschaften des Distanzmodells erläutert. Im Anschluss daran werden die psychologischen Ursprünge des Modells aufgezeigt und verschiedene Varianten des Distanzmodells vorgestellt und diskutiert. Den Abschluss bildet eine kurze Darstellung der zentralen Aussagen zum Parteienwettbewerb.

1.1.1 Das Distanzmodell im Zusammenhang mit Wahlen

Wie alle räumlichen Modelle geht das Distanzmodell davon aus, dass Wähler ausschließlich policy-orientiert sind, d.h. sie besitzen kein Interesse am Sieg eines Kandidaten oder einer Partei an sich, sondern sind an deren politischen Vorhaben interessiert, die sie im Falle eines Wahlsieges umsetzen werden (Downs 1975, S. 7f.). Darüber hinaus macht das Modell folgende weitere Annahmen:⁵

- Alle Wähler besitzen denselben Set von Policy-Kriterien zur Beurteilung von Parteien.
- Alle Vorschläge, die unter ein Policy-Kriterium fallen, lassen sich (kontinuierlich) anordnen.
- Jede politische Partei lässt sich als Punkt im n-dimensionalen (euklidischen) Raum darstellen.
- Jeder Wähler besitzt eine Nutzenfunktion über diesen Raum, mit Maximum über seinem meistpräferierten Punkt bzw. Bündel von Vorschlägen.

Das Distanzmodell beruht also auf der Annahme so genannter eingipfliger („single peaked“) Nutzenfunktionen der Wähler über alle relevanten Policy-Dimensionen. Eine Policy-Dimension kann als metrische Skala verstanden werden, die das Ausmaß verschie-

⁵ Vgl. Ordeshook 1974, S. 286

dener politischer Vorschläge auf einem beliebigen Sachgebiet indiziert.⁶ Eingipfligkeit impliziert zunächst für jeden Wähler die Existenz genau eines Politikvorschlages, der ihm maximalen Nutzen stiftet. Weiterhin muss gelten, dass der Nutzen für jeden anderen Vorschlag zu beiden Seiten des Maximums streng monoton abnimmt. Eine Symmetrie der Nutzenfunktion ist für einfache Anwendungen des Distanzmodells – zum Beispiel zur Modellierung eines Gleichgewichts im eindimensionalen Zweiparteienwettbewerb – nicht zwingend notwendig. Im mehrdimensionalen Fall wird die Symmetrie allerdings zur notwendigen Bedingung für die Existenz eines Gleichgewichts (Davis, Hinich, Ordeshook 1970). In der theoretischen wie auch der empirischen Literatur werden in der Regel symmetrische Funktionen verwendet.

Der zentrale Mechanismus des Distanzmodells besteht darin, dass jeder policy-orientierte Wähler genau diejenige Partei präferiert, deren Politikvorschlag auf der betrachteten Dimension seinem Idealpunkt am nächsten liegt. Noch allgemeiner gesprochen, sollte jeder Wähler, der einen Idealpunkt auf dem betrachteten Policy-Issue besitzt, die Vorschläge aller Parteien anhand ihrer Distanz zu seinem Idealpunkt in eine eindeutige Reihenfolge bringen können, d.h. für jeden Wähler lässt sich unter der Gültigkeit eingipfliger symmetrischer Nutzenfunktionen eine eindeutige Präferenzordnung über alle vorgeschlagenen Politikplattformen angeben (Black 1958, S. 19).⁷ Im Rahmen einer streng rationalen Entscheidungstheorie sollte stets die erstpräferierte Partei gewählt werden, da ihr Politikangebot einem rein policy-orientierten Wähler den höchsten Nutzen stiftet (Downs 1957, S. 6).

1.1.2 Formalisierung des Distanzmodells

Eine sehr ausführliche Darstellung unterschiedlicher Spezifikationen des Distanzmodells gibt Behnke (1999). Alle diese Spezifikationen unterscheiden sich im Wesentlichen hinsichtlich der Transformation von Issue-Distanz⁸ in eine Nutzenbewertung. Die

⁶ Ein Sachgebiet könnte beispielsweise die Sicherheitspolitik sein, wobei eine entsprechende Policy-Dimension verschiedene Niveaus von Staatsausgaben für innere Sicherheit widerspiegeln könnte.

⁷ Für den Fall asymmetrischer Nutzenfunktionen lassen sich nur eindeutige Präferenzordnungen für Parteien angeben, die auf der gleichen Seite relativ zum Idealpunkt liegen (Enelow, Hinich 1984, S. 11).

⁸ Mit „Issues“ sind politische Sachfragen gemeint, in denen Parteien bestimmte Positionen beziehen z.B. Abtreibung oder Zuwanderung. Die Begriffe Issue-Distanz und Policy-Distanz werden im Folgenden als Synonyme verwendet.

Transformationen müssen dabei letztlich nur die Bedingungen der Eingipfligkeit erfüllen:⁹

- Es existiert ein Maximum, und zwar für den Politikvorschlag, der genau mit dem Idealpunkt des Wählers übereinstimmt.
- Zu beiden Seiten des Maximums sinkt der Nutzen, je weiter der Abstand des Politikvorschlages zum Idealpunkt des Wählers.

Aus der Fülle von Funktionen, die diesen Minimalanforderungen genügen, sollen nun einige Vertreter vorgestellt werden. Ihre jeweilige Form ist dabei ausschlaggebend für das Verhältnis von Distanz zu Nutzen.

1.1.2.1 Die City-Block Distanz

Mit Sicherheit die einfachste Distanzmodellierung ist die so genannte City-Block Distanz, bei der Bewertung und Issue-Distanz direkt proportional zueinander sind. Notiert man mit U_{ijk} den Nutzen eines Wählers i von dem wahrgenommenen Politikvorschlag p_i einer Partei k auf dem j -ten Issue, so ist die City-Block Distanz definiert als der Betrag des Abstandes zwischen eigenem Idealpunkt v_{ij} und Politikvorschlag der Partei:

$$U_{ijk} = -|p_{ijk} - v_{ij}|$$

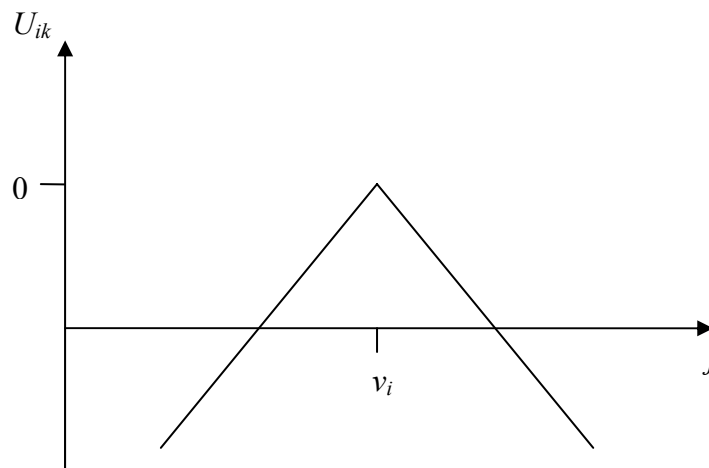
In der Literatur ist es üblich den Distanznutzen als so genannte Verlustfunktion („Loss Function“) auszudrücken (Davis, Hinich 1966), daher das negative Vorzeichen des Betrages. Auf diese Weise stellt man den gewünschten Zusammenhang zwischen größerer Distanz und geringerem Nutzen her. Da das Modell keine Aussagen über absolute Nutzenniveaus macht, spielt es keine Rolle welchen Nutzenwert wir dem Maximum der Funktion zuweisen. Für diesen wie auch für alle folgenden Fälle sei daher aus Gründen der Einfachheit ein maximaler Nutzen von null angenommen. Man beachte weiterhin, dass der Politikvorschlag p – verstanden als die Position von Partei k auf Issue j – nicht nur über Issues und Parteien, sondern auch über Individuen hinweg variieren kann. Dahinter steckt die Vorstellung, dass nicht die tatsächlichen objektiven, sondern ausschließlich die vom Wähler wahrgenommenen Politikpositionen der Parteien für die Nutzenbewertung eine Rolle spielen (Riker, Ordeshook 1973, S. 310f.). Das schließt den günstigen Fall der Gleichheit von tatsächlicher und wahrgenommener Position zwar

⁹ Vgl. Davis, Hinich und Ordeshook 1970, S. 432

nicht aus, befreit das Modell aber von der unplausiblen Annahme vollständiger Information seitens der Wähler über alle Parteipositionen auf sämtlichen Issues.¹⁰

Abbildung 1 stellt den Nutzen im City-Block Modell für eine beliebige Policy-Dimension j grafisch dar. Mit zunehmendem Abstand einer Parteiplattform vom Idealpunkt des Wählers fällt der Nutzen linear. Nutzen und Distanz sind also direkt proportional zueinander. Diese einfache Modellierung macht keine weiteren Annahmen über Zuwachs bzw. Abnahme des Nutzens in Abhängigkeit der Distanz, sondern geht davon aus, dass beide Konstrukte äquivalent sind. Abstände im Policy-Raum lassen sich also eins zu eins in Bewertungsniveaus übertragen. Policy-Distanz und Nutzen folgen derselben Metrik.

Abbildung 1. Die City-Block Distanz



Für Parteien, die auf mehreren Politik-Dimensionen Positionen beziehen, kann das Modell erweitert werden, so dass sich alle Distanzen auf den Einzeldimensionen in einer kumulierten Nutzenfunktion ausdrücken lassen. Diese Gesamtnutzenfunktion sollte außerdem berücksichtigen, dass Issues für unterschiedliche Wähler unterschiedlich wich-

¹⁰ Nicht alle Konzeptionen des Distanzmodells gehen von der Annahme individuell unterschiedlich wahrgenommener Parteipositionen aus. Insbesondere zur Modellierung von Gleichgewichtsstrategien im Parteienwettbewerb wird oftmals von identisch wahrgenommenen Politikpositionen ausgegangen (Davis, Hinich 1966, Davis, Hinich, Ordeshook 1970). Solche Modifikationen dienen der Vereinfachung und werden in erster Linie aus praktischen Erwägungen heraus getroffen. Grundsätzlich sind zur Modellierung individueller Parteienbewertungen die wahrgenommenen Parteipositionen vorzuziehen.

tig sein können.¹¹ Unter Beibehaltung der obigen Notation lässt sich der Gesamtnutzen eines Wählers i von den wahrgenommenen Vorschlägen einer Partei k auf sämtlichen Issues $j = 1, 2, \dots, J$ schreiben als:¹²

$$U_{ik} = -\sum_{j=1}^J \omega_{ij} |p_{ijk} - v_{ij}|$$

Der Gesamtnutzen ist also nichts anderes als die gewichtete Summe aller Einzeldistanzen, wobei der Gewichtungparameter ω_{ij} angibt wie stark sich die Distanz auf Issue j auf die Gesamtbewertung von Partei k auswirkt. Man beachte, dass der Gewichtungparameter über Individuen und Issues, aber nicht über Parteien hinweg variiert. Dadurch soll zum Ausdruck gebracht werden, dass jeder Wähler eine eigene Gewichtung der Issues vornehmen kann, diese Gewichtung sich aber bei der Bewertung jeder Partei in der gleichen Weise niederschlägt. Eine je nach Partei unterschiedliche Gewichtung von Issues würde dagegen der Vorstellung zuwider laufen, dass Wähler letztlich nur an Policy-Outcomes interessiert sind, was leicht einzusehen ist.¹³

1.1.2.2 Die quadratische euklidische Distanz

Im Gegensatz zum City-Block Modell ist das quadratische euklidische Distanzmodell dadurch gekennzeichnet, dass es einen kurvilinearen Zusammenhang von Distanz und Nutzenbewertung unterstellt. Genauer gesagt ist der Nutzen im mehrdimensionalen Fall die gewichtete Summe der quadrierten Distanzen auf jedem Issue:¹⁴

$$U_{ik} = -\sum_{j=1}^J \omega_{ij} (p_{ijk} - v_{ij})^2$$

Der Nutzen beschreibt also eine konkav gekrümmte Funktion mit Maximum über v_i der Idealposition des Wählers, wie sie in Abbildung 2 dargestellt ist.

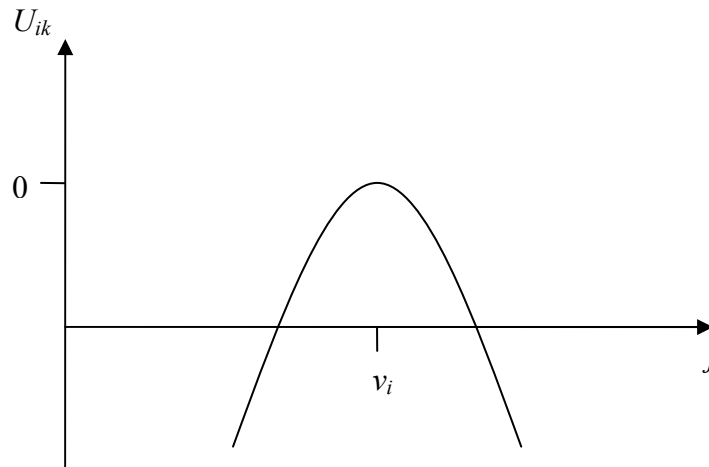
¹¹ Zum Beispiel könnte das Thema Umweltschutz für einen Wähler sehr viel wichtiger sein als andere Themen und entsprechend würde er Parteien mit einer niedrigen Distanz auf diesem Gebiet insgesamt sehr hoch bewerten, selbst wenn sie auf anderen Issues weit von ihm entfernt wären.

¹² Vgl. Laver und Hunt (1992, S. 20), Ordeshook (1986, S. 22), Westholm (1997, S. 871)

¹³ Auch für die Gewichtungparameter ω gilt: Grundsätzlich erlaubt das Modell die Formulierung individuell verschiedener Parameter. In den meisten Anwendungen werden aber so genannte homogene Gewichte geschätzt, d.h. es wird davon ausgegangen, dass die Issues mit unterschiedlicher Gewichtung in die Gesamtbewertung eingehen, die relativen Gewichte sich aber interindividuell nicht voneinander unterscheiden (Davis, Hinich, 1966, Enelow, Hinich 1984, Ordeshook 1974).

¹⁴ Vgl. Davis, Hinich und Ordeshook (1970, S. 433), Merrill und Grofman (1999, S. 21)

Abbildung 2. Die quadratische euklidische Distanz



Die Intuition hinter einer quadratischen Verlustfunktion ist einer ökonomischen Nutzenfunktion mit abnehmendem Grenznutzen entliehen, d.h. mit zunehmendem Abstand von Wähler und Partei nimmt der Nutzen mit steigender Rate ab (Davis, Hinich 1966 S. 178, Davis, Hinich, Ordeshook 1970, S. 435). Umgekehrt formuliert, kann eine Partei mit zunehmender Annäherung an einen Wähler immer geringere Zuwächse in dessen Gunst verbuchen, d.h. der Wähler ist bereits zufrieden wenn die Partei eine Politik anbietet, die seiner Idealvorstellung stark ähnelt. Je weiter sie sich allerdings von diesem Ideal entfernt umso drastischer wird sie dafür bestraft (nämlich überproportional im Vergleich zum linearen City-Block-Modell). Diese Annahme scheint nicht unplausibel zu sein, sie betont gewissermaßen den Wunsch des Wählers nach Vorschlägen, die nahe an seiner eigenen Vorstellung liegen. Für mehrere solcher Vorschläge von verschiedenen Parteien sollte es ihm demnach schwerer fallen, die betreffenden Parteien in eine eindeutige Rangfolge zu bringen, andere weiter entfernte Parteien sollten sich in seiner Wahrnehmung dagegen deutlich (negativ) abheben.

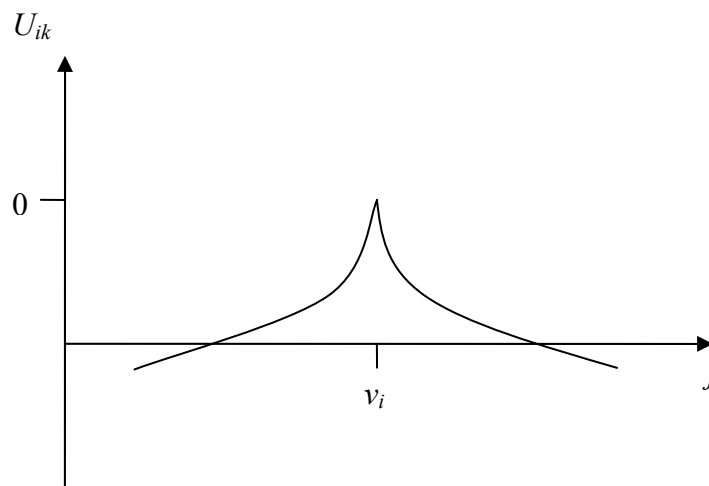
1.1.2.3 Die Quadratwurzel Distanz

Gewissermaßen als Gegenentwurf zum eben vorgestellten quadratischen Distanzmodell schlägt Behnke (1999, S.49) das Quadratwurzel-Distanzmodell vor. Formal erhält er das Modell, indem er statt der Quadrate, die Wurzeln der Distanzen auf allen Issues zu einem gewichteten Index aufaddiert:

$$U_{ik} = -\sum_{j=1}^J \omega_{ij} \sqrt{|p_{ijk} - v_{ij}|}$$

Die daraus resultierenden Nutzenfunktionen sind konvex gekrümmt, wie in Abbildung 3 für den eindimensionalen Fall dargestellt. Dieselbe Modellierung findet sich bereits bei Enelow und Hinich (1984, S. 120 f.). Inhaltlich drückt sich darin eine Tendenz des Wählers aus, die man als „ganz oder gar nicht“ bezeichnen könnte: Für jeden Vorschlag, der nur geringfügig von der eigenen Idealposition abweicht, erleidet der Wähler überproportional hohe Nutzeneinbußen, ab einer gewissen Distanz wird er dann aber mehr und mehr indifferent zwischen verschiedenen Vorschlägen. Entsprechend sollte eine Partei zur Maximierung der Unterstützung durch einen Wähler versuchen, die Distanz auf denjenigen Issues zu reduzieren, auf denen sie dem Wähler am nächsten ist (vgl. Behnke 1999, S. 55).

Abbildung 3. Die Quadratwurzel-Distanz



Intuitiv scheint das Quadratwurzel-Distanzmodell weniger einleuchtend als das Quadratische. Zwar scheint es nahe liegend, dass Wähler bezüglich weit entfernter Parteien indifferenter sind, d.h. zu weniger differenzierten Präferenzurteilen neigen. Der hohe Grenzverlust in der Nähe des Idealpunktes impliziert allerdings, dass ein Wähler die Distanzen zu Parteien in seiner unmittelbaren Nähe sehr genau nimmt und entsprechend überproportional zwischen den Parteien differenziert. Im Zusammenhang mit empirischen Überprüfungen des Distanzmodells wird in der Regel nicht auf die Wurzel-Distanz zurückgegriffen (vgl. Abschnitt 2.1).¹⁵

¹⁵ Empirische Analysen von Behnke (1999, S. 154) ergaben, dass die Wurzel-Distanz eine deutlich schlechtere Anpassung der Daten lieferte als City-Block, quadrierte oder euklidische Distanz:

1.1.2.4 Die euklidische Distanz

Alle bisher vorgestellten Modelle gingen von der Annahme aus, dass sich Abstände im mehrdimensionalen Raum schlicht als Summe der Einzelabstände auf jeder Dimension konzipieren lassen. Diese Vorgehensweise stellt die einfachste Möglichkeit dar, den Bewertungsprozess eines Wählers abzubilden, indem man annimmt, dass er seine und die Position einer Partei auf jedem Issue getrennt betrachtet um anschließend zu einem Gesamturteil zu kommen (Ordeshook 1986, S. 22). Eine Konsequenz dieser so genannten additiven Separierbarkeit von Nutzenfunktionen ist, dass der Grad der Nutzenänderung aufgrund einer Distanzänderung auf einer Dimension unabhängig ist von den Distanzen auf den anderen Dimensionen (Enelow, Hinich 1984, S. 18f., Behnke 1999, S. 46).¹⁶

Das euklidische Distanzmodell unterstellt dagegen einen komplexeren Zusammenhang zwischen den Issue-Distanzen und dem Gesamtnutzen. Unter der Annahme, dass der Policy-Raum die mathematischen Eigenschaften eines euklidischen Raumes besitzt, lässt sich der Wählernutzen im mehrdimensionalen Raum als gewichtete euklidische Distanz zwischen Idealpunkt des Wählers und wahrgenommener Parteiposition notieren.¹⁷

$$U_{ik} = -\sqrt{\sum_{j=1}^J \omega_{ij} (p_{ijk} - v_{ij})^2}$$

Diese Formulierung setzt voraus, dass die politische Distanz von Wähler und Partei so behandelt werden kann, als sei sie eine physikalische Distanz, d.h. Distanz bedeutet in diesem Zusammenhang stets die kürzeste Verbindung zweier Punkte, seien dies zwei Städte auf einer geografischen Landkarte oder zwei Parteien auf der „politischen Land-

¹⁶ Diese Eigenschaft lässt sich leicht veranschaulichen. Für eine additiv separierbare Nutzenfunktion muss gelten (Ordeshook 1986, S. 90):

$$U(x_1, x_2, \dots, x_j) = U(x_1) + U(x_2) + \dots + U(x_j)$$

Alle bisher vorgestellten Nutzenfunktionen lassen sich in kompakter Form notieren als:

$$U(p_1, p_2, \dots, p_j; v_1, v_2, \dots, v_j) = U(p_1, v_1) + U(p_2, v_2) + \dots + U(p_j, v_j)$$

Das heißt, der individuelle Nutzen ist stets eine Funktion der Parteipositionen, sowie der Idealpositionen des Wählers auf allen Issues. Die Differenzierung dieses Ausdrucks nach p_j ergibt:

$$\frac{\partial U}{\partial p_j} = U'(p_j, v_j)$$

Man sieht also, dass eine Änderung der Gesamtnutzens bei einer Änderung der Parteiposition auf einem beliebigen Issue j allein von dem Issue-Nutzen auf j abhängt und nicht von den übrigen Issue-Nutzen.

¹⁷ Vgl. Laver und Hunt (1992, S. 20), Ordeshook (1986, S. 25), Enelow und Hinich (1984, S. 16)

karte“ im Kopf des Wählers. Zwar ermöglicht dies die Anwendung eleganter geometrischer Verfahren, andererseits wird damit die Annahme von Wechselwirkungen zwischen Issues in die Modellierung der Nutzenfunktion aufgenommen (vgl. Behnke 1999, S.44f., Laver, Hunt 1992, S. 19f.).

Anders ausgedrückt besitzt das euklidische Distanzmodell nicht mehr die Eigenschaft der additiven Separierbarkeit, da der Gesamtnutzen nicht mehr nur der Summe, sondern der Wurzel aus der Summe aller quadrierten Einzeldistanzen entspricht. Aufgrund dieser nichtlinearen Transformation der quadrierten euklidischen Distanzen ergibt es sich, dass der Grad der marginalen Veränderung des Nutzens ∂U_k von einer Partei k , bei einer marginalen Änderung ∂p_j der Parteiposition auf Issue j , nicht mehr unabhängig ist von den Positionen dieser Partei auf den übrigen Issues. Dies wird unmittelbar deutlich aus der partiellen Ableitung des euklidischen Distanznutzens nach p_j :

$$\frac{\partial U_{ik}}{\partial p_j} = - \frac{\omega_{ij}(p_{ijk} - v_{ij})}{\sqrt{\sum_{j=1}^J \omega_{ij}(p_{ijk} - v_{ij})^2}}$$

Anhand des Nenners sieht man, dass eine Änderung in p_j sich unterschiedlich stark auf U_{ik} auswirkt, je nachdem wie groß die euklidischen Distanzen zwischen Wähler und Partei auf allen Issues $j = 1, 2, \dots, J$ sind. Genauer gesagt, je geringer die gesamte euklidische Distanz zwischen Wähler und Partei über alle Issues, desto größer die Nutzenänderung durch eine Verschiebung der Parteiposition auf j .

Seine häufigste Anwendung findet das euklidische Distanzmodell in der Modellierung politischer Abstimmungsprozesse (Enelow, Hinich 1984). Im Kontext der empirischen Vorhersage von Parteienbewertungen oder Wahlentscheidungen kommen dagegen auch oft City-Block oder quadratische euklidischen Distanz zur Anwendung (vgl. Abschnitt 2.1). Hierfür sprechen zwei Gründe: Zunächst erlaubt das euklidische Distanzmodell die Schätzung empirischer Issue-Gewichte ω_j nicht in derselben einfachen Art und Weise wie Modelle, die von separierbaren Issue-Dimensionen ausgehen (vgl. Thurner 1996). Eine konkrete Schätzung dieser Gewichte würde die Anwendung nichtlinearer Schätzverfahren erfordern. Die übliche Vorgehensweise zur Schätzung euklidischer Distanzmodelle in der Literatur besteht in einer Gleichgewichtung aller Issues (Merrill 1995, Westholm 1997).

Der zweite Grund gegen eine Verwendung euklidischer Distanzen liegt in der Annahme abhängiger Issue-Dimensionen begründet. Zu unterstellen, der Policy-Nutzen auf einem Issue sei abhängig von den Teilnutzen auf anderen Issues mag für Politiker zutreffen,

die über mehrdimensionale Politikvorschläge abstimmen. Die Präferenzstruktur eines Wählers ist dagegen sicherlich weniger anspruchsvoll. Im Folgenden soll daher das Hauptaugenmerk auf Modellen liegen, die separierbare Issue-Dimensionen unterstellen.¹⁸

1.1.3 Das Distanzmodell in der Psychologie

Neben der bisher dargestellten ökonomisch-politischen Anwendung, blickt das Distanzmodells auch im Bereich psychologischer Mess- und Skalierungstheorien auf eine lange Tradition zurück. Unabhängig von den Arbeiten Hotellings und Downs' entwickelte Coombs (1950) das von ihm so genannte „Unfolding Model“. Es dient als Verfahren zur Aufdeckung einer latenten Merkmalsdimension aus den Präferenzurteilen von Versuchspersonen, so genannten Präferenzdaten. Diese Daten beschreiben Dominanzrelationen zwischen Stimuli, d.h. sie geben für beliebige Paare von Stimuli an, welchen der beiden Stimuli eine Versuchsperson vorzieht (Coombs 1964).

Wie wir bereits gesehen haben, ermöglicht die Annahme (symmetrischer) eingipfliger Nutzenfunktionen die Ableitung einer eindeutigen transitiven Präferenzordnung über ein Kontinuum von Alternativen. Das Unfolding Model von Coombs basiert im Prinzip auf denselben Annahmen, nur dient es dem umgekehrten Zweck, nämlich aus einer Menge transitiver Präferenzurteile über paarweise Vergleiche (ähnlicher) Alternativen auf die Anordnung dieser Alternativen und insbesondere ihre Abstände auf einem unbeobachteten Merkmalskontinuum zu schließen (Coombs 1950, S. 148ff). Die beiden zentralen Annahmen die Coombs hierbei macht, sind die Existenz eines Idealstandards, den die Versuchspersonen bei ihren Präferenzurteilen mitbringen, sowie eine positive Relation zwischen ihrem Präferenzurteil und der Ähnlichkeit eines Stimulus mit dem persönlichen Idealpunkt. Das heißt, bei paarweisen Vergleichen von Stimuli wird stets derjenige vorgezogen, der der eigenen Idealvorstellung am nächsten kommt.

Unterscheiden sich die Stimuli nur auf einer relevanten Dimension – wovon Coombs in der Exposition seines Modells ausgeht – dann ist das Unfolding Model theoretisch und mathematisch äquivalent zum eindimensionalen Distanzmodell mit symmetrischen Nutzenfunktionen.¹⁹ Es lässt sich auch in derselben Weise wie das Distanzmodell auf den

¹⁸ Dazu gehören auch die weiter unten vorgestellten Richtungsmodelle.

¹⁹ Die Bezeichnung „Unfolding“ rührt daher, dass nach Coombs Vorstellung die Präferenzordnung eines Individuums einfach sichtbar gemacht werden kann, indem man die latente Merkmalsdimension auf der die einzelnen Stimuli abgetragen sind genau im Idealpunkt des Individuums faltet. Die Reihenfolge der

mehrdimensionalen Fall übertragen (vgl. Carroll 1972, 118). Faktisch sind beide Modelle identisch, sie wurden lediglich mit anderen Zielsetzungen entwickelt, das Distanzmodell zur Beschreibung von Parteipräferenzen bei gegebenen Policy-Dimensionen, das Unfolding Model zu Aufdeckung von unbeobachteten Dimensionen aus den Präferenzen von Individuen. Auch wenn Coombs (1950) in der Vorstellung seines Modells nicht explizit davon spricht, dass Individuen Nutzenfunktionen über latente Merkmalsdimensionen besitzen, sondern lediglich von einem Idealpunkt und einer dazugehörigen Näherelation ausgeht, so ist die Formulierung eingipfliger Bewertungsfunktionen doch so naheliegend, dass er sie später zur zentralen Annahme seines Modells erklärt (Coombs, Avrunin 1980, S. 184). In einer Rückschau über die Geschichte der Präferenz- und Verhaltensforschung identifizieren Coombs und Avrunin die Idee eingipfliger Nutzenfunktionen zudem als eines der grundlegendsten und am weitesten verbreiteten Konzepte überhaupt (ebd. S. 183f.).

1.1.4 Parteienwettbewerb unter dem Distanzmodell

Eines der wichtigsten Ergebnisse der Social Choice Literatur, das aus dem Distanzmodell folgt, ist zweifellos das oben bereits erwähnte Medianwähler Theorem (vgl. Ordeshook 1997). Seine Anwendung auf den Parteienwettbewerb setzt voraus, dass Wähler ausschließlich policy-orientiert sind, also stets diejenige Partei wählen, deren Politikplattform ihnen den höchsten Nutzen stiftet bzw. deren Plattform ihrem eigenen Idealpunkt am nächsten liegt. Unter der Annahme einfache Mehrheiten maximierender Parteien, perfekter Informiertheit der Parteien über die Präferenzen ihrer Wähler, sowie uneingeschränkter Mobilität der Parteien im Policy-Raum führt dieser Mechanismus im Falle eines Zweiparteienwettbewerbs auf einer Issue-Dimension zu einem Nash-Gleichgewicht (Enelow, Hinich 1984).

In diesem Gleichgewicht bieten beide Parteien genau die Politik an, die der Medianwähler möchte und teilen somit die Wahlbevölkerung genau unter sich auf. Wo der Idealpunkt des Medians im Einzelnen liegt, spielt keine Rolle, sondern nur die Tatsache, dass dieser Wähler genau im Zentrum der Verteilung liegt. Dadurch gewinnen die Parteien, die sich dem Median von beiden Seiten nähern, jeweils alle Wähler auf ihrer Seite, da

einzelnen Alternativen, beginnend beim Idealpunkt, gibt dann seine Präferenzordnung wieder (vgl. Coombs 1964, S. 80). Die wesentliche Aufgabe des Unfolding Model liegt für Coombs entsprechend darin, die Präferenzordnungen verschiedener Individuen über dieselben Stimuli so zu entfalten, dass sie sich alle auf einer latenten Merkmalsdimension anordnen lassen.

sie diesen Wählern näher sind als die andere Partei (Black 1958, S. 16). Über den Median hinaus kann allerdings keine Partei mehr Stimmen gewinnen, weil jede Abweichung einerseits zur Folge hätte, dass aufgrund der größeren Distanz alle bisherigen Stimmen an die andere Partei verloren gingen, gleichzeitig aber nur noch 50 Prozent minus x Stimmen zu gewinnen wären. Im Median erhalten beide Parteien den maximalen Stimmenanteil von 50 Prozent, ein Ergebnis, bei dem sich keine mehr besser stellen kann.²⁰ Im Zusammenhang mit dieser Arbeit spielt das Medianwähler Theorem eine eher untergeordnete Rolle. An ihm soll verdeutlicht werden, welche Konsequenzen das Distanzmodell als Mikromodell der Parteienbewertung für den Parteienwettbewerb hat. Alle räumlichen Modelle kommen zu Aussagen über den Parteienwettbewerb, allerdings nicht immer zu denselben. Zur Veranschaulichung der Modelle scheint es daher vorteilhaft auch deren Implikationen für den politischen Wettbewerb aufzuzeigen.

1.2 Das Richtungsmodell von Rabinowitz und Macdonald

In seinem 1978 erschienenen Artikel „On the Nature of Political Issues: Insights from a Spatial Analysis“ versuchte George Rabinowitz das Distanzmodell einer eingehenden Prüfung zu unterziehen. Auf der Grundlage zweier amerikanischer NES-Wahlstudien aus den Jahren 1968 und 1972 extrahierte er mit Hilfe multidimensionaler Skalierungsverfahren die entscheidenden Dimensionen des Policy-Raumes auf die sich der politische Wettbewerb der Kandidaten konzentrierte. Rabinowitz stellte fest, dass auf jeder der beiden Issue-Dimensionen, die auf der Basis der Umfragedaten aus den beiden Wahljahren konstruiert wurden, Kandidaten mit zentraleren Positionen im Mittel höher bewertet wurden als Kandidaten in der Peripherie. Da die Wählerverteilung sich im politischen Zentrum konzentrierte, ist dieser Befund konsistent mit der Logik des Distanzmodells. Nicht im Einklang mit den Erwartungen stand dagegen das Ergebnis, wonach keiner der Kandidaten im Zentrum der unimodalen Wählerverteilung positioniert war, dort wo sich gemäß dem Distanzmodell die optimalen Kandidatenpositionen befinden (ebd. S. 809).

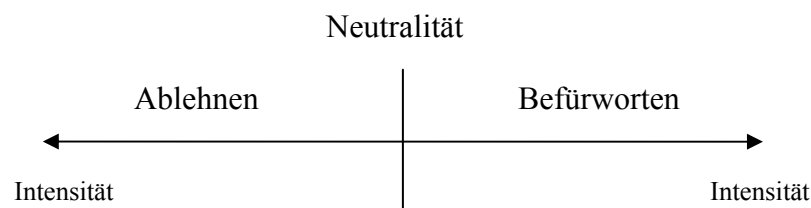
Dieser widersprüchliche Befund veranlasste Rabinowitz zu der Überlegung, dass die klassische Annahme, wonach Policy-Dimensionen eine geordnete Menge vieler einzel-

²⁰ Davis und Hinich (1966) und Davis, Hinich und Ordeshook (1970) erweiterten dieses Resultat für den mehrdimensionalen Parteienwettbewerb, indem sie zeigten, dass unter Annahme symmetrischer Nutzenfunktionen und symmetrischer Wählerverteilungen die Position des „Mean-Voter“ eine Gleichgewichtsstrategie im Zweiparteienwettbewerb darstellt. Andere Untersuchungen von Gleichgewichtsstrategien unter dem Distanzmodell sind in Riker und Ordeshook (1973) und Ordeshook (1997) zusammengefasst.

ner Vorschläge zu einer bestimmten Sachfrage darstellen, nicht gerechtfertigt sei. Vielmehr besäßen Wähler in den meisten Sachfragen lediglich drei mögliche Alternativen, die Rabinowitz als Dispositionen bezeichnet (ebd. S. 810): Unterstützung der einen Seite eines Issues (z.B. Ausweitung der Arbeitslosen- und Sozialhilfe), Unterstützung der anderen Seite (z.B. Rücknahme der Arbeitslosen- und Sozialhilfe) und Neutralität, d.h. die Mittelposition auf dem jeweiligen Issue, was im Prinzip einer Beibehaltung des Status Quo gleichkommt. Auf diese Weise lässt sich für Rabinowitz das Phänomen des „Empty Center“ erklären. Wähler in der Mitte des Policy-Spektrums sind neutral und folglich indifferent hinsichtlich der verschiedenen Kandidaten. Um Stimmen zu gewinnen, müssen die Kandidaten deshalb aus dem Zentrum heraus rücken und eindeutige Positionen in den einzelnen Sachfragen beziehen. Nur so können sie einen Teil der Wählerschaft an sich binden und hoffen die Wahl zu gewinnen. Diese Idee brachte Rabinowitz und Macdonald (1989) schließlich zur Einführung ihrer so genannten „Directional Theory of Issue Voting“.

Das von Rabinowitz und Macdonald vorgeschlagene Richtungsmodell (im folgenden kurz als RM-Modell bezeichnet) bricht mit der Annahme des Distanzmodells, wonach Wähler Issue-Dimensionen als geordnete Menge von Alternativen wahrnehmen, über die sie eine klar definierte Präferenzordnung besitzen. Die Übertragung dieser Vorstellung auf den Kontext politischer Sachfragen halten Rabinowitz und Macdonald für problematisch, da politische Issues in der Wahrnehmung der Wähler in der Regel weit weniger klar strukturiert sind (ebd. S. 94). Mit anderen Worten können Issues meistens nicht nach einem präzisen Kriterium geordnet werden, sondern zerfallen vielmehr in die kategoriale Unterscheidung von „Befürwortung“, „Ablehnung“ und „Neutralität“. Abbildung 4 veranschaulicht diese Logik.

Abbildung 4. Richtung und Intensität eines Issues im RM-Modell



Die Wahrnehmung von Issues erfolgt bei Rabinowitz und Macdonald symbolisch, d.h. ein Issue wie beispielsweise Sozialhilfe löst beim Wähler, basierend auf Erfahrungswerten,

ten, Assoziationen aus, die wiederum eine emotionale Reaktion nach sich ziehen. Neben der generellen Richtung der emotionalen Reaktion – positiv, negativ, neutral – lässt sich nach Rabinowitz und Macdonald auch die Intensität der Reaktion unterscheiden. Hoch-emotionale Issues wie beispielsweise die Einführung der gleichgeschlechtlichen Ehe würden bei Befürwortern und Gegnern wesentlich stärkere Reaktionen hervorrufen als beispielsweise die Erhöhung oder Senkung von Agrarsubventionen. Entsprechend ziehen unterschiedliche Parteipositionen auf intensiven Issues, aus der Sicht des Wählers, größere Bewertungsunterschiede nach sich als auf weniger intensiven Issues. Für Politiker und Parteien hat dies zur Folge, dass sie auf intensiv bewerteten Issues mehr Unterstützung (Wählerstimmen) generieren können als auf anderen Issues (ebd. S. 98). Insgesamt gesehen, geht das RM-Modell von einem Wähler aus, der relativ wenig Kenntnis über die einzelnen Issues besitzt und dessen Verständnis der Issues sich am besten durch die beiden Komponenten „Richtung“ und „Intensität“ beschreiben lässt (ebd. S. 94).

1.2.1 Formalisierung des RM-Modells

Formal lässt sich das RM-Modell schreiben als das Produkt aus der Wählerintensität auf einem Issue und der Intensität mit der die Partei dieses Issue vertritt. Die Vorzeichen der beiden Intensitäten geben dabei die Richtung, also Zustimmung bzw. Ablehnung an. Bei gleichgerichteten Interessen, d.h. Wähler und Partei stimmen in Ablehnung oder Befürwortung überein, ist das Vorzeichen der Parteienbewertung positiv, bei unterschiedlichen Interessen – d.h. Befürwortung vs. Ablehnung – ist das Vorzeichen negativ. Die absolute Höhe der Bewertung hängt dann von den Intensitäten ab mit denen Wähler und Partei ihren Standpunkt vertreten. Dabei gilt, je intensiver, desto positiver bzw. bei entgegen gesetzten Interessen, desto negativer die Bewertung. Die Intensitäten sind im Modell definiert durch den Abstand der Wähler- bzw. Parteiposition vom neutralen Punkt. Notiert man mit z_j den neutralen Punkt auf dem j -ten Issue, dann ist unter Beibehaltung der Notation aus Abschnitt 1.1.2.1 das mehrdimensionale RM-Modell gegeben durch:²¹

²¹ Vgl. Rabinowitz und Macdonald (1989, S. 97), Krämer und Rattinger (1997, S. 4). Der Vollständigkeit halber sei darauf hingewiesen, dass Rabinowitz und Macdonald in Anwendungen ihres Modells nicht von individuell wahrgenommenen Parteipositionen, sondern von konstanten „objektiven“ Positionen ausgehen. Für eine exakte Wiedergabe ihres Modells müsste daher auf eine Indexierung der Parteistandpunkte über i hinweg verzichtet werden. Wie sich später noch herausstellen wird, steckt hinter dieser Restriktion kein inhaltliches, sondern in erster Linie ein methodisches Argument. Inhaltlich ist das Modell vollkom-

$$U_{ik} = \sum_{j=1}^J \omega_{ij} (p_{ijk} - z_j) (v_{ij} - z_j)$$

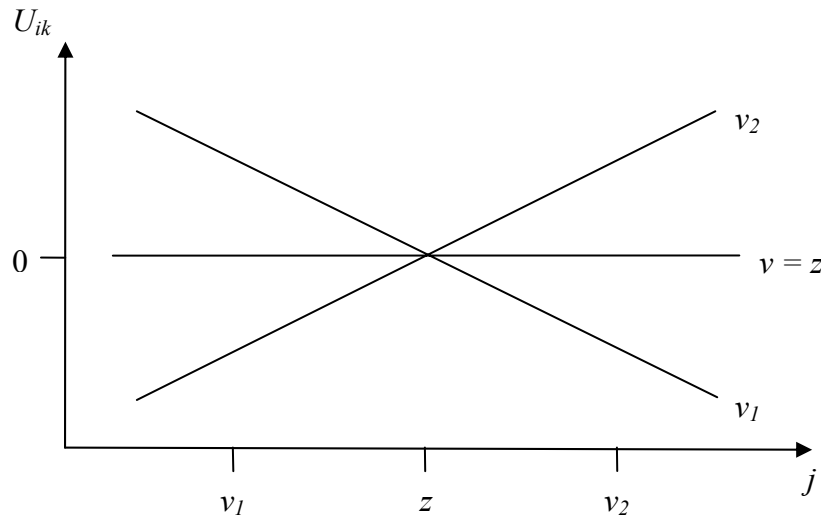
Der Gesamtnutzen eines Wählers i von Partei k entspricht der gewichteten Summe der Produkte von Parteiintensität und Wählerintensität auf allen Issues $j = 1, \dots, J$. Die Richtungen der Intensitäten ergeben sich aus den Vorzeichen der beiden Ausdrücke in Klammern. Der Parameter ω bezeichnet auch hier das relative Gewicht, das ein Wähler den einzelnen Issues beimisst. Je größer das Gewicht eines Issues, desto wichtiger ist die Bewertung einer Partei auf diesem Issue für ihre Gesamtbewertung.

Wie man sieht, unterstellt das RM-Modell separierbare Issue-Dimensionen, d.h. dass die Auswirkung einer Intensitätsänderung der Partei auf einem Issue nicht davon abhängt, welche Intensitäten sie auf den anderen Issues vertritt (vgl. Abschnitt 1.1.2.4). Das Ausmaß der Nutzenänderung hängt direkt vom Ausmaß der Intensitätsänderung auf einem Issue ab, alle anderen Issues können konstant gehalten werden. Diese Eigenschaft besitzen auch die meisten der oben vorgestellten Distanzmodelle.

Grafisch lässt sich die Nutzenfunktion des RM-Modells wie in Abbildung 5 darstellen. Gezeigt werden die Nutzenfunktionen zweier Wähler mit Intensitäten v_1 und v_2 auf Issue j , in Abhängigkeit der Intensität einer Partei k . Man sieht, dass die RM-Nutzenfunktion nicht mehr eingipflig verläuft, sondern linear ansteigt bzw. fällt, je nachdem ob Wähler und Partei dieselben bzw. entgegen gesetzte Richtungen vertreten. Neutrale Wähler ($v = z$) sind indifferent zwischen allen Parteien, ihr Nutzen ist dementsprechend konstant über die gesamte Skala.

men vereinbar mit der Annahme individuell wahrgenommener Parteistandpunkte und nahezu alle empirischen Studien zum RM-Modell – mit Ausnahme der Studien von Rabinowitz und Macdonald – verwenden es auf diese Weise. Zu den methodischen Bedenken von Rabinowitz und Macdonald, sowie deren Begründetheit siehe Abschnitt 2.1.1 im zweiten Teil dieser Arbeit.

Abbildung 5. Die Nutzenfunktion des RM-Modells



Das RM-Modell bietet eine weitere grafische Interpretation. Hierzu wird das Modell zunächst in Vektorschreibweise notiert (vgl. Merrill, Grofman 1999, S. 31). Nimmt man – wie in Anwendungen des RM-Modells üblich – an, der neutrale Punkt sei der Nullpunkt, also der Ursprung des Koordinatensystems, dann lässt sich jeder Wähler und jede Partei durch einen Vektor, ausgehend vom Ursprung repräsentieren. Bezeichnet \mathbf{V} den Vektor aller Intensitäten eines Wählers auf sämtlichen Issues und \mathbf{P} entsprechend alle Intensitäten einer Partei auf denselben Issues, dann notiert sich der Nutzen eines beliebigen Wählers von der Politik einer beliebigen Partei als das Skalarprodukt aus seinem Vektor und dem der Partei.²²

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{P}) = \mathbf{V} \cdot \mathbf{P}$$

Alternativ lässt sich das Skalarprodukt auch ausdrücken als:²³

$$\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} = \|\mathbf{V}\| \cdot \|\mathbf{P}\| \cdot \cos \angle \mathbf{V} \mathbf{P}$$

Die Bewertung einer Partei im RM-Modell ist also eine Funktion der euklidischen Längen von Wähler und Parteienvektor, sowie des Winkels zwischen beiden Vektoren. Der Winkel stellt die Richtungskomponente dar, die Vektorlängen repräsentieren die Intensitäten von Wähler- und Parteistandpunkt. Der Kosinus des Winkels bestimmt das Vor-

²² Aus Gründen der Anschaulichkeit soll davon ausgegangen werden, dass der Gewichtungsvektor ein Einheitsvektor ist, d.h. dass alle Issues gleichgewichtig in die Gesamtbewertung eingehen. Das Skalarprodukt für einen beliebigen Wähler ist definiert als $\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} = \sum_{j=1}^J v_j \cdot p_{jk}$.

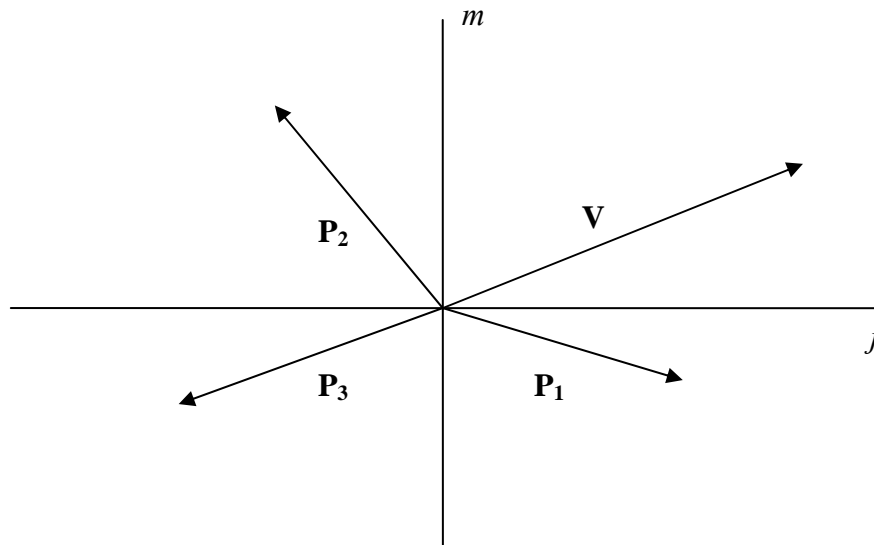
²³ Vgl. Rabinowitz und Macdonald (1989, S. 100)

zeichen der Bewertung. Bei einem Winkel von 0° ist er eins, bei einem Winkels von 180° minus eins. Dazwischen nimmt er Werte im Bereich $[-1, 1]$ an. Null wird er bei einem Winkel von 90° . Das bedeutet, bei einem Winkel kleiner 90° ist die Bewertung positiv, bei einem Winkel größer 90° negativ. Die Stärke der Bewertung ergibt sich schließlich aus dem Produkt der Vektorlängen (Intensitäten), gewichtet mit dem Winkel, also dem Richtungsunterschied zwischen Wähler und Partei.

Abbildung 6 veranschaulicht diesen Zusammenhang für einen Wähler und drei unterschiedliche Parteien. In diesem Beispiel hat der Wähler eine starke Präferenz für Politik j und eine moderate Präferenz für Politik m .²⁴ Partei \mathbf{P}_1 stimmt mit ihm auf Issue j überein – wenn auch nicht mit der gleichen Stärke – vertritt jedoch eine gegenteilige Auffassung bezüglich des Issues m . Da ihre Ablehnung von m aber eher schwach ausfällt, bleibt der Winkel zwischen \mathbf{V} und \mathbf{P}_1 kleiner als 90° und die Bewertung der Partei fällt positiv aus. Insgesamt besitzen Wähler und Partei mehr Gemeinsamkeiten als Gegensätze, was sich in der positiven Bewertung niederschlägt. Anders verhält es sich mit \mathbf{P}_2 , die zwar ebenfalls auf einem Issue (m) gleicher Meinung ist, allerdings auf dem für den Wähler wichtigeren Issue j einen gegenteiligen Standpunkt vertritt. Die Bewertung von \mathbf{P}_2 fällt daher negativ aus, da die Unterschiede zwischen beiden überwiegen. Im dritten Fall schließlich vertreten Wähler und Partei diametral entgegengesetzte Meinungen, der Winkel zwischen beiden ist maximal. Für alle Bewertungen gilt außerdem, dass sie umso positiver bzw. negativer ausfallen, je größer die Länge der Vektoren \mathbf{P}_1 , \mathbf{P}_2 und \mathbf{P}_3 , d.h. je intensiver jede der Parteien ihren Standpunkt vertritt.

²⁴ Die Definition der Issues sei wie folgt: Rechts des Ursprungs Befürwortung von Policy j , links davon Ablehnung; Oberhalb des Ursprungs Befürwortung von m , unterhalb Ablehnung.

Abbildung 6. Verschiedene Konfigurationen des RM-Modells



Man sieht, dass das RM-Modell inhaltlich sinnvolle Aussagen zu einer Vielzahl von Konstellationen liefert. Trotz seiner einfachen Struktur ist es in der Lage differenzierte Parteienbewertungen abzubilden und das mit wesentlich einfacheren Annahmen bezüglich der Wahrnehmung von Issues als das Distanzmodell. Die Nachteile des RM-Modells werden deutlich, wenn man versucht es zur Erklärung von Gleichgewichtsstrategien im Parteienwettbewerb heranzuziehen.²⁵

1.2.2 Parteienwettbewerb unter dem RM-Modell

Zum Verständnis der Auswirkungen des RM-Modells auf die abgeleiteten Parteistrategien sei noch einmal auf Abbildung 5 verwiesen. Betrachtet man den Wähler v_2 , so sieht man, dass er zunächst jede Partei positiv bewertet, die seine Richtung auf Issue j vertritt.

²⁵ An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass das RM-Modell ebenso wie das Distanzmodell ein Pendant in der psychologischen Präferenzforschung besitzt. Das so genannte „Vector Model“ (vgl. Carroll 1972, S. 114 ff.) weist formal dieselben Eigenschaften wie das RM-Modell auf und beruht auf derselben Logik, nämlich dass Präferenzen über Stimuli einer monotonen Bewertungsfunktion – dem Skalarprodukt des Stimulusvektors und des Individualvektors – über alle Stimulusdimensionen folgen. Gegeben ein Set von Präferenzurteilen über verschiedene Objekte, so lässt sich für die betreffende Person ein Vektor finden, der seine präferierte Richtung im Stimulusraum angibt. Ebenso wie Coombs Unfolding Model verfolgt auch das Vector Model das umgekehrte Ziel, nämlich aus gegebenen Präferenzurteilen auf eine unterliegende Bewertungsdimension zu schließen. Das unterstellte Nutzenmodell ist dabei jedoch identisch mit dem RM-Modell. Eine nachteilige Eigenschaft des Vector Models liegt für Carroll in der Annahme eines quasi unendlichen monotonen Nutzenanstiegs, der in den meisten Situationen unplausibel sei (ebd. S.115). Auch für das RM-Modell bringt diese Annahme Schwierigkeiten mit sich.

Die Bewertung wird dabei umso positiver, je intensiver sie den Standpunkt des Wählers vertritt, *sogar wenn sie ihn intensiver vertritt als der Wähler selbst*. Das bedeutet, in jedem Wettbewerb zwischen zwei Parteien auf einer Seite eines Issues gewinnt stets diejenige, die den Standpunkt am extremsten vertritt (vgl. Krämer, Rattinger 1997, S. 6, Merrill, Grofman 1999, S. 32). Ihr fallen alle Wähler auf dieser Seite des Issues zu, der andern Partei, egal wo sie sich befindet, alle Wähler auf der anderen Seite (vgl. Morris, Rabinowitz 1997). Sobald sich also eine Mehrheit der Wähler – und sei sie auch noch so klein – auf einer Seite befindet, werden beide Parteien versuchen sich so extrem wie möglich zu positionieren. Nur für den Fall, dass alle Wähler exakt symmetrisch um den neutralen Punkt verteilt sind, spielt es keine Rolle, wo die Parteien sich positionieren. Beide Parteien könnten völlig beliebige Positionen einnehmen, denn sie würden stets die Wählerschaft unter sich aufteilen, d.h. jede Partei würde genau die Hälfte der Wählerstimmen erhalten.

Inhaltlich weichen diese Aussagen stark von denen des Distanzmodells ab. Im Distanzmodell konvergieren die Positionen im Zentrum der Verteilung, wobei es im eindimensionalen Fall keine Rolle spielt, ob diese Verteilung symmetrisch oder asymmetrisch ist.²⁶ Während das Distanzmodell stets konvergierende und tendenziell moderate Positionen vorhersagt, kommt das RM-Modell entweder zu der Vorhersage beliebiger Positionen oder, im weitaus häufigeren Fall, zur Vorhersage extremer Positionen am Rande der Wählerverteilung, die in der Regel stark von der des Mean Voter abweichen.

Exkurs: Die Region of Acceptability

Um diese zentrifugalen Kräfte, die das RM-Modell im Parteiensystem entfesselt, gewissermaßen zu zähmen, führen Rabinowitz und Macdonald ein Hilfskonstrukt in ihre Theorie ein, die so genannte „Region of Acceptability“²⁷ (Rabinowitz, Macdonald 1989, S. 83) Damit ist ein negativer Kontrollterm gemeint, der in die Bewertungsfunktion aufgenommen wird und der dafür sorgt, dass zu extreme Parteien vom Wähler bestraft werden. Die Bestrafung, in Form eines Nutzenverlusts, setzt ein, sobald eine Partei einen gewissen Schwellenwert überschreitet, ab dem sie nicht mehr als akzeptabel bzw. verantwortlich wahrgenommen wird. Je weiter sie diese Grenze überschreitet, desto

²⁶ Im mehrdimensionalen Fall muss sie dies allerdings sein (Davis, Hinich, Ordeshook 1970). Man beachte, dass die Wähler um jeden beliebigen Punkt im Policy-Raum symmetrisch verteilt sein können, nicht notwendigerweise um den Ursprung wie im RM-Modell.

²⁷ An anderen Stellen bezeichnen die Autoren sie auch als „Region of Responsibility“.

größer der Verlust. Formal drücken die Autoren ihr Gesamtmodell mit Bestrafungsterm („Penalty“) folgendermaßen aus:²⁸

$$U_{ik} = \sum_{j=1}^J p_{jk} v_{ij} - P_{ik}$$

mit

$$P_{ik} = 0 \text{ für } \sum_{j=1}^J p_{jk}^2 < r^2$$

$$P_{ik} > 0 \text{ für } \sum_{j=1}^J p_{jk}^2 > r^2$$

Wie man sieht, tritt der individuelle Penalty (P_{ik}) in Kraft, sobald die Summe der Intensitäten einer Partei k den ominösen Schwellenwert r überschreitet.²⁹ Letzterer bezeichnet den Radius der Region of Acceptability, ausgehend vom neutralen Punkt. Für diese Region gilt, dass sie sich gleichmäßig in alle Richtungen ausdehnt, im zweidimensionalen Fall also eine Kreisbahn um den neutralen Punkt beschreibt und im mehrdimensionalen Fall eine Hypersphäre (mehrdimensionale Hohlkugel) (Macdonald, Rabinowitz 1993, S. 61). Solange sich Parteien innerhalb dieser Region befinden, folgt ihre Bewertung dem bisherigen RM-Modell, bei Überschreiten der Grenze r setzt eine Abwertung ein. Eine Herleitung des Schwellenwerts r geben die Autoren nicht, seine Bestimmung wird *ad hoc* vorgenommen und im Modell nicht weiter spezifiziert. Die einzige Annahme besteht darin, dass er über Wähler hinweg konstant ist (vgl. Macdonald, Listhaug, Rabinowitz 1991, S. 1129).

Alles was wir über den Penalty P_{ik} wissen ist, dass er einen Wert größer null annimmt und so beschaffen sein muss, dass jede Partei, die sich außerhalb der Region of Acceptability befindet, gegen eine Partei, die dieselbe Richtung vertritt, sich aber genau auf der Grenze der Region r befindet, verliert (Rabinowitz, Macdonald 1989, S. 108). Die Einführung einer Bestrafungs-Funktion bewirkt damit, dass Parteien nicht mehr versuchen werden immer noch extremere Standpunkte zu vertreten, sondern stets die optimale Position wählen werden, die trivialerweise genau auf der Grenze der Region of Acceptability liegt (Rabinowitz, Macdonald 1989, S. 109, 117).

²⁸ Vgl. Macdonald, Listhaug und Rabinowitz (1991), Macdonald und Rabinowitz (1993), Macdonald, Rabinowitz und Listhaug (1995). Aus Gründen der Anschaulichkeit wurde in der Bewertungsfunktion angenommen, dass der neutrale Punkt der Nullpunkt ist ($z = 0$) und alle Issues gleich gewichtet werden, auf die Angabe von ω daher verzichtet werden kann.

²⁹ Die Quadrierungen von p und r ändern an diesem Zusammenhang nichts.

Unklar bleibt – trotz der eindeutigen Notation in den obigen Gleichungen – ob die Höhe der Bestrafung individuell variiert oder ob für alle Wähler konstante Penalties unterstellt werden können. In einer der wenigen Anwendungen der Region of Acceptability operationalisieren Macdonald, Listhaug und Rabinowitz (1991, S. 1119f.) den Penalty als die Differenz zwischen der Vektorlänge einer Partei, die außerhalb der Region liegt und der Vektorlänge der extremsten Partei, die noch als akzeptabel angesehen werden kann.³⁰ Diese Art der Bestrafung variiert zwar über Parteien hinweg, aber nicht über Individuen, da die Autoren zur Bestimmung des Penalty die Differenzen zwischen den *mittleren* Parteivektoren verwenden. Ebenfalls unklar bleibt, ob P_{ik} einen konstanten Wert für jede Art der Überschreitung annimmt oder ob die Bestrafung mit dem Ausmaß an Extremismus anwächst. Die Vorgehensweise von Macdonald, Listhaug und Rabinowitz (1991) sieht einen Zuwachs des Penalty mit extremeren Positionen vor, allerdings ist ihre Vorgehensweise nicht vollständig konsistent mit der Bedingung, dass extreme Parteien stets von Parteien auf der Schwelle der Region of Acceptability geschlagen werden können.³¹ An anderer Stelle schlagen die Autoren (Rabinowitz, Macdonald, Listhaug 1991, S. 152) eine Penalty-Funktion vor, die schwächer ausfällt, je stärker Wähler und Partei in ihren Richtungen übereinstimmen. Westholm (1997, S. 879) zeigt die Unmöglichkeit einer solchen Funktion auf. Ein weiteres Problem der Region of Acceptability liegt darin, dass sie nur für Parteien gilt, nicht aber für Wähler. Das heißt, ein

³⁰ Dies setzt voraus, dass man den Radius der Region of Acceptability kennt. Macdonald, Listhaug und Rabinowitz bestimmen ihn über die Antworten von Befragten auf die Frage, welche Partei sie für „zu extrem“ halten, als dass sie Teil der Regierung werden sollte. Durch Auszählungen der einfachen Häufigkeiten der Nennungen von Parteien auf diese Frage legen sie fest, welche Parteien einen Penalty erhalten sollten. Als Radius r legen sie dann die Vektorlänge der Partei mit dem längsten Vektor, die nicht als inakzeptabel angesehen wird, zugrunde.

³¹ Diese Inkonsistenz ergibt sich dadurch, dass der Penalty für eine extreme Partei immer noch durch eine sehr extreme Wählerposition kompensiert werden kann, d.h. eine Partei außerhalb der Region p_e kann eine Partei auf r immer noch schlagen wenn gilt: $(v * p_r) < (v * p_e) - P \Leftrightarrow P < (v * p_e) - (v * p_r)$. Da stets $p_e > p_r$, ist der rechte Teil der zweiten Ungleichung positiv, d.h. es lassen sich Penalties finden, für die die gemäßigte Partei von der extremen Partei geschlagen werden kann. Macdonald, Listhaug und Rabinowitz' empirische Konstruktion des Penalties schließt diese Möglichkeit nicht aus und ist damit nicht konsistent mit ihrer Definition der Region of Acceptability.

Wähler der sich außerhalb der Region befindet, bestraft Parteien, die ebenso extrem sind wie er selbst, gemäßigte Parteien jedoch nicht.³²

Letztlich können auch die oben angeführten Formalisierungen die Schwäche des Penalty-Konstrukts nicht verbergen (vgl. Krämer und Rattinger 1997). Der Radius r definiert die Menge aller möglichen Gleichgewichtspositionen, gleichzeitig lässt er sich aber nicht theoretisch deduzieren oder an einer objektiven Größe festmachen.³³ Dasselbe gilt für den Penalty. Westholm (1997, S. 867) bemerkt überdies, dass die Einführung der Region of Acceptability das RM-Modell gegenüber dem Distanzmodell weniger falsifizierbar macht, da sie zusätzliche Freiheitsgrade zur Erklärung realer Phänomene liefert. Damit eine neue Theorie einer alten Theorie vorgezogen wird, muss sie allerdings mehr Phänomene mit der gleichen Zahl an Freiheitsgraden erklären können, d.h. sie muss einen höheren Grad an Falsifizierbarkeit aufweisen als die alte Theorie (Westholm 2001, S. 441).³⁴ Rabinowitz und Macdonald selbst machen in den wenigsten ihrer zahlreichen Veröffentlichungen tatsächlich Gebrauch von der Penalty-Funktion. Sie beschränken sich meist auf den Hinweis, alle Parteien könnten als verantwortlich betrachtet werden, um anschließend ihre Analysen mit dem einfachen RM-Modell durchzuführen.³⁵ Auch die empirischen Überprüfungen anderer Autoren beschränken sich allesamt auf das reine Skalarprodukt zur Modellierung von Wählerpräferenzen im RM-Modell.

Neben der Region of Acceptability gibt es andere vielversprechendere Ansätze, das RM-Modell zur Erklärung von Parteistrategien heranzuziehen. Morris und Rabinowitz (1997) schlagen vor, die Wählerschaft in zwei Subpopulationen aufzuteilen, in denen die Parteien jeweils nach einem der beiden Modelle bewertet werden. Auf diese Weise lassen sich moderat abweichende Positionen erklären, ohne Rückgriff auf eine Penalty-Funktion. Ein weiterer Ansatz stammt von Iversen (1994), der ein gemischtes RM-Distanzmodell vorschlägt, in Form einer RM-Bewertungsfunktion, von der eine quadra-

³² Extreme Wählerstandpunkte sind durchaus kein seltenes Phänomen. Westholms (2001) nachträgliche Analysen ergaben beispielsweise, dass sich 86 Prozent aller Wähler außerhalb der von Macdonald, Listhaug und Rabinowitz (1991) definierten Region of Acceptability befanden.

³³ Im Distanzmodell wären solche objektiven Größen der Medianwähler bzw. der Mean Voter, die in jeder Wählerverteilung eindeutig bestimmbar sind.

³⁴ Westholm bezieht sich hier explizit auf Popper (1968).

³⁵ Mit Ausnahme einer Studie (Macdonald, Listhaug, Rabinowitz 1991) kommt die Region of Acceptability in keiner der – im zweiten Teil dieser Arbeit präsentierten – Analysen von Rabinowitz und Macdonald zur Anwendung.

tische Verlustfunktion subtrahiert wird (vgl. Abschnitt 1.4.2). Der Verlust wird umso höher, je größer die Distanz zwischen Wähler und Partei ist. Auf diese Weise ist es Iversen möglich, die Höhe des Penalty aus empirischen Daten zu schätzen.

1.3 Das Matthews-Modell

In seinem 1979 erschienenen Artikel „A simple Direction Model of Electoral Competition“ stellt Steven Matthews ein Richtungsmodell vor, welches wie das RM-Modell davon ausgeht, dass Politikpräferenzen eine Funktion der Richtung sind, in die von Parteien vorgeschlagen werden. Allerdings spielen Issue-Intensitäten hierbei keine Rolle mehr. Die Stärke der Präferenz für eine Partei ergibt sich allein aus dem Unterschied zwischen der individuell gewünschten und der tatsächlich vorgeschlagenen politischen Richtung. Je stärker beide übereinstimmen, desto höher die Nutzenbewertung und umgekehrt.

Nach seinem Erscheinen blieb das Richtungsmodell von Matthews – zumindest im Zusammenhang mit der Modellierung von Wählerverhalten – weitestgehend unerkannt. In der Literatur galt ausschließlich das RM-Modell als Richtungsmodell, bis Merrill und Grofman (1997a) in einem Beitrag zur Debatte „Distanz- vs. RM-Modell“, das Richtungsmodell von Matthews gewissermaßen ein zweites Mal in die Literatur einführten.³⁶ Der Schwerpunkt in Matthews Beitrag liegt auf der Analyse von Gleichgewichtsstrategien, während Merrill und Grofman eine explizite Nutzenfunktion vorstellen, anhand derer sich das Matthews-Modell in die empirische Literatur zu Issue-Voting einreihen lässt. Im Folgenden sollen die zentralen Annahmen erläutert werden, die Matthews bei seiner Modellierung zu Grunde legt.

Das Richtungsmodell von Matthews bricht im Kern mit der Annahme, Wähler hätten vollständige Präferenzen über jede relevante Policy-Dimension (Matthews 1979, S. 142). Dies ist eine wesentliche Lockerung gegenüber dem Distanzmodell, wenn auch nicht so weitgehend wie die des RM-Modells. Das Matthews-Modell unterstellt immer noch, dass Issues sich als geordnete Alternativen darstellen lassen, nur ist es nicht mehr notwendig, den gesamten Set von Alternativen zu berücksichtigen, sondern lediglich diejenigen Vorschläge, die sich in unmittelbarer Nähe des Status quo befinden. Matthews geht von einem geschrumpften Policy-Raum aus, mit minimaler Ausdehnung um den Ursprung bzw. Status quo. Dafür führt er verschiedene Gründe an.

³⁶ Eigentlich entwickelten sie das Modell zunächst selbst, stellten anschließend aber fest, dass Matthews ein identisches Modell bereits 18 Jahre früher vorgestellt hatte (Merrill und Grofman 1997a, S. 27).

Erstens könnte die Mobilität der Parteien im Issue-Raum aus institutionellen Gründen beschränkt sein, so dass sie nur Positionen in unmittelbarer Nähe des Status quo durchsetzen können. Hierin unterscheidet sich das Matthews-Modell vom Distanzmodell, welches in der Regel perfekte Mobilität aller Parteien im Policy-Raum unterstellt.³⁷ Gleichzeitig sollte der typische Wähler, aufgrund früherer Erfahrungen, über diese Beschränkungen bescheid wissen und keiner Partei glauben, die extremere Vorschläge macht als diejenigen im Umkreis des Status quo. Parteien, die eine Wählermehrheit gewinnen wollen, wären somit gezwungen wahrheitsgemäße Politikvorschläge zu machen, die allesamt in der Nähe des Status quo liegen würden (ebd. S. 142). Politische Mobilitätsbeschränkungen können vielfältiger Natur sein. In Systemen mit zweiten Kammern können extreme politische Vorschläge blockiert werden. Koalitionszwänge und der Einfluss von Interessengruppen können Parteien zur Aufgabe extremer Positionen zwingen. Alle diese Umstände würden die Annahme stützen, dass Parteien nur glaubwürdige Positionen in der Nachbarschaft des Status quo vertreten können.

Eine zweite Begründung liegt in der Möglichkeit eingeschränkter Kommunikation zwischen Eliten und Wählern. Matthews zieht die Möglichkeit in Betracht, dass Parteien zwar versuchen exakte Politikvorschläge zu vermitteln. Aufgrund von Informationskosten seitens der Wähler (Verarbeitungsmotivation, politische Informiertheit etc.) gehen aber die meisten Aspekte ihrer Botschaften verloren, so dass die Information, die der Wähler letztlich verarbeitet, reduziert ist auf die relativen Gewichte, die die Parteien einzelnen Issues beimessen (ebd. S. 142). Diese relativen Gewichte definieren eine allgemeine politische Richtung, die der Wähler leicht mit seinen eigenen Vorstellungen einer politischen Richtung vergleichen kann.

Insgesamt haben beide Mechanismen zur Folge, dass individuelle Präferenzen nur in der Nachbarschaft des bekannten Status quo geordnet und vollständig sind und Parteien auch nur verlässliche Informationen über Präferenzen in der Nähe des Status quo erhalten können. Dadurch reduziert sich der Policy-Raum auf die Oberfläche einer Hyperkugel mit Einheitsradius um den Status quo, in dem jeder Wähler und jede Partei durch einen Richtungsvektor repräsentiert wird. Der Abstand eines Wähler- und Parteienvektors definiert dabei den Nutzen des Wählers von der politischen Richtung der Partei. Je

³⁷ Eine Ausnahme stellt hier das von Hinich und Munger (1994) eingeführte Modell dar. Es unterstellt einen Parteienwettbewerb auf lediglich einer latenten (nicht messbaren) ideologischen Dimension, auf der Parteien ihre Position nur unter sehr eingeschränkten Bedingungen verändern können.

größer der Abstand desto geringer das Nutzeneinkommen. Die formale Umsetzung dieses Mechanismus wird im nächsten Abschnitt erläutert.

1.3.1 Formalisierung des Matthews-Modells

Zur Herleitung des Matthews-Modells sei zunächst auf das bereits vorgestellte RM-Modell verwiesen, welches ebenfalls die Eigenschaften eines Richtungsmodells aufweist. Wie bereits in Abschnitt 1.2.1 gezeigt, lässt sich das Skalarprodukt des RM-Modells in die euklidischen Längen von Wähler- und Parteienvektor und den Kosinus des Winkels zwischen beiden Vektoren zerlegen:

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{P}) = \mathbf{V} \cdot \mathbf{P} = \|\mathbf{V}\| \cdot \|\mathbf{P}\| \cdot \cos \angle \mathbf{V}\mathbf{P}$$

Im Unterschied zum RM-Modell sind \mathbf{V} und \mathbf{P} im Matthews-Modell auf die Länge eins normiert, was zur Folge hat, dass die Nutzenbewertung nur noch eine Funktion des Winkels zwischen \mathbf{V} und \mathbf{P} ist:

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{P}) = \cos \angle \mathbf{V}\mathbf{P}$$

oder

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{P}) = \frac{\mathbf{V} \cdot \mathbf{P}}{\|\mathbf{V}\| \cdot \|\mathbf{P}\|}$$

Die zweite Gleichung zeigt, dass das Matthews-Modell sich als Skalarprodukt der normierten Wähler- und Parteienvektoren schreiben lässt.³⁸ Beliebige Vektoren im euklidischen Raum lassen sich auf Einheitslänge transformieren, indem man sie durch ihre euklidische Länge teilt. Das Skalarprodukt der so transformierten Vektoren liefert das Matthews-Modell. Für die Klasse aller Vektoren \mathbf{V} und \mathbf{P} , für die gilt $\|\mathbf{V}\| = \|\mathbf{P}\| = 1$, ist das Matthews-Modell identisch mit dem RM-Modell (Merrill, Grofman 1999). Allgemein gilt, dass für alle Vektoren mit konstanten euklidischen Längen $\|\mathbf{V}\| = \|\mathbf{P}\| = k$ der RM-Nutzen sich vom Matthews-Nutzen nur um den konstanten Faktor k^2 unterscheidet.³⁹ Das Parteidifferential, d.h. die Nutzendifferenz eines Wählers zwischen zwei

³⁸ Diese Art der Herleitung des Matthews-Modells basiert auf den Darstellungen von Merrill und Grofman (1999). Die Idee den Richtungsnutzen über das Skalarprodukt zweier Vektoren von Einheitslänge auszudrücken, findet sich aber bereits bei Matthews (1979, S. 143f.).

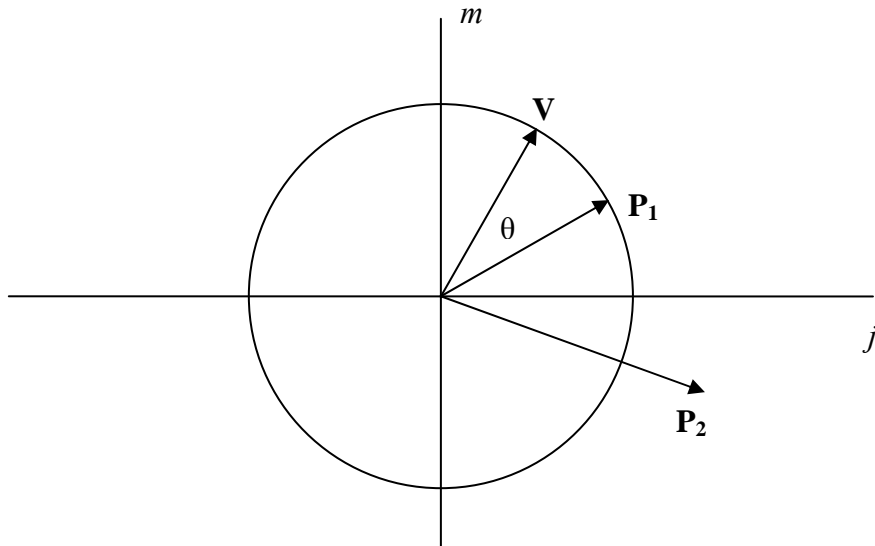
³⁹ Wenn $\|\mathbf{V}\| = \|\mathbf{P}\| = k$, dann gilt $\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} = k^2 \cdot \cos \angle \mathbf{V}\mathbf{P}$ und die Nutzenfunktionen von RM- und Matthews-Modell sind identisch bis auf die Multiplikation einer Konstanten.

Parteien mit Richtungen \mathbf{P}_1 und \mathbf{P}_2 hängt im Matthews-Modell lediglich von der Differenz zwischen den Winkeln \mathbf{VP}_1 und \mathbf{VP}_2 ab:

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{P}_1) > U(\mathbf{V}, \mathbf{P}_2) \Leftrightarrow \cos \mathbf{VP}_1 > \cos \mathbf{VP}_2$$

Grafisch lässt sich dieser Zusammenhang wie in Abbildung 7 darstellen. Der Winkel zwischen \mathbf{V} und \mathbf{P}_1 soll dabei mit θ bezeichnet werden. Im Matthews-Modell befinden sich alle zulässigen Vorschläge auf einem Kreis mit Radius k um den Status quo. Der Vektor \mathbf{P}_1 beschreibt die von Partei 1 vorgeschlagene politische Richtung, der Vektor \mathbf{V} repräsentiert die gewünschte Richtung des Wählers. Der Winkel zwischen beiden gibt die (Vektor-)Distanz der beiden Vorschläge zueinander an.

Abbildung 7. Verschiedene Konfigurationen des Matthews-Modells

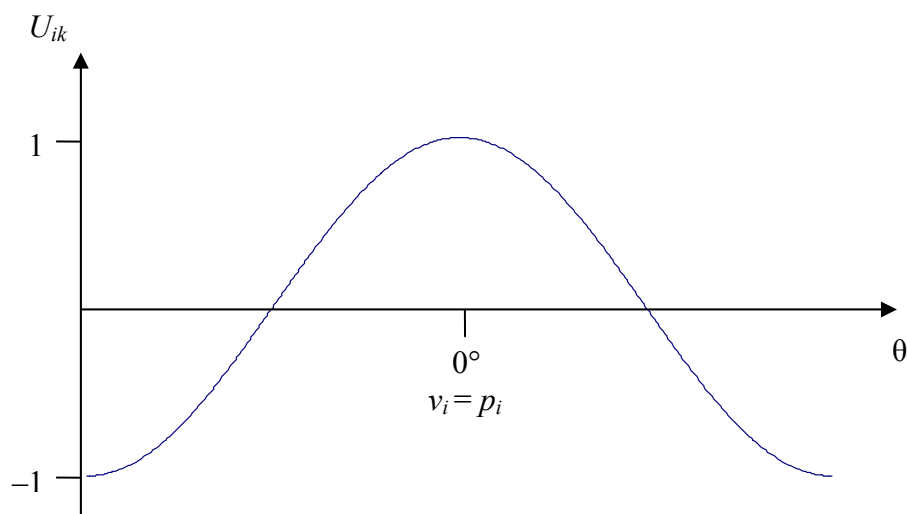


Im Unterschied dazu können im RM-Modell die Längen von \mathbf{V} und \mathbf{P} variieren wie beispielsweise \mathbf{P}_2 und \mathbf{V} . Der RM-Nutzen enthält dann den Winkel zwischen \mathbf{V} und \mathbf{P}_2 , gewichtet mit den Längen beider Vektoren. Erst eine Reduktion der Länge von \mathbf{P}_2 auf die Länge von \mathbf{V} (oder eine Verlängerung von \mathbf{V} auf die Länge von \mathbf{P}_2) macht die Parteipräferenzen im RM-Modell unabhängig von den Vektorlängen, d.h. unabhängig von den Intensitäten. Man sieht also auch grafisch, dass das Matthews-Modell im RM-Modell enthalten ist, nämlich für alle Skalarprodukte zwischen Vektoren mit konstanter Länge.

Die Nutzenfunktion eines Wählers i lässt sich wie in Abbildung 8 veranschaulichen. Wenn θ den Winkel zwischen den Vektoren \mathbf{V} und \mathbf{P} bezeichnet, dann beschreibt der Kosinus von θ die winkelabhängige Nutzenfunktion eines Wählers mit Vektor \mathbf{V} . Die

Kosinusfunktion ist eingipflig auf dem Intervall $[-180^\circ, 180^\circ]$ mit einem Wertebereich von $[-1, 1]$. Der Nutzen eines Wählers i ist maximal, wenn die vorgeschlagene politische Richtung \mathbf{P} vollkommen mit seiner gewünschten Richtung \mathbf{V} übereinstimmt, also $\theta = 0^\circ$. Den geringsten Nutzen erhält er von einer Politik, die genau in die entgegengesetzte Richtung geht ($\mathbf{P} = -\mathbf{V}$). Bei einem Winkel von 90° ist der Nutzen null und der Wähler entsprechend indifferent gegenüber der Partei, da sich die Vor- und Nachteile ihres Programms aus seiner Sicht gerade aufheben. An dieser Stelle sei angemerkt, dass die Nutzenfunktion erst ab zwei Policy-Dimensionen über den gesamten Wertebereich $[-1, 1]$ definiert ist. Im eindimensionalen Fall beschränkt sich der Wertebereich des Modells auf $\{-1, 0, 1\}$. Eine Partei, die auf derselben Seite eines Issues liegt, erhält eine Bewertung von eins, eine Partei auf der entgegengesetzten Seite eine Bewertung von minus eins und Parteien mit Positionen im Status quo eine Bewertung von null.

Abbildung 8. Die Nutzenfunktion des Matthews-Modells



In der Eingipfligkeit der Nutzenfunktion wird der Distanzcharakter des Matthews-Modells deutlich. Zwar wird in der Literatur stets eine Unterscheidung zwischen Richtungs- und Distanzmodell getroffen, wobei mit Richtungsmodell das RM-Modell gemeint ist. Unter Berücksichtigung des Matthews-Modells löst sich diese Unterscheidung jedoch auf, da letzteres ein Distanzmodell über Richtungen darstellt. Im Folgenden soll nun gezeigt werden, dass das Matthews-Modell auch unmittelbar aus dem Distanzmo-

dell folgt. Hierzu betrachtet man zunächst die quadrierte euklidische Distanz in Vektornotation:⁴⁰

$$-U(\mathbf{V}, \mathbf{P}) = \|\mathbf{V} - \mathbf{P}\|^2$$

Auflösen der quadrierten Distanz liefert folgenden Ausdruck:

$$-U(\mathbf{V}, \mathbf{P}) = \|\mathbf{V}\|^2 + \|\mathbf{P}\|^2 - 2 \cdot \mathbf{V} \cdot \mathbf{P}$$

Zunächst zeigt sich, dass die quadrierte euklidische Distanz das Skalarprodukt des RM-Modells enthält. Quadrierte Distanz und RM-Modell sind also nicht unabhängig voneinander, eine Eigenschaft auf die in der Literatur an vielen Stellen hingewiesen wird (Rabinowitz und Macdonald 1989, Lewis und King 1999, Dow 1998, Merrill und Grofman 1999).⁴¹ Löst man das Skalarprodukt auf, so erhält man:

$$-U(\mathbf{V}, \mathbf{P}) = \|\mathbf{V}\|^2 + \|\mathbf{P}\|^2 - 2 \cdot \|\mathbf{V}\| \cdot \|\mathbf{P}\| \cdot \cos \mathbf{VP}$$

Wie für das RM-Modell gilt auch hier für alle Vektoren \mathbf{V} und \mathbf{P} mit $\|\mathbf{V}\| = \|\mathbf{P}\| = k$, dass sich quadrierte Distanz und Winkeldistanz nur in dem konstanten Faktor $2k^2$ unterscheiden:

$$\Rightarrow \|\mathbf{V} - \mathbf{P}\|^2 = 2k^2 - 2k^2 \cdot \cos \mathbf{VP} = 2k^2(1 - \cos \mathbf{VP})$$

Man sieht also, dass das Matthews-Modell ein Spezialfall der quadrierten euklidischen Distanz ist, für Vektoren konstanter Länge. Beide Modelle unterscheiden sich in diesem Fall nur durch einen konstanten Faktor. Das Matthews-Modell ist also im quadratischen Distanzmodell genistet. Beide Modelle sind entsprechend eingipflig.⁴² Das RM-Modell

⁴⁰ Hierzu wird angenommen, der Ursprung sei der Status quo.

⁴¹ Wie man sieht, unterscheidet sich die quadrierte euklidische Distanz vom RM-Modell nur um die Summe der quadrierten Längen von \mathbf{V} und \mathbf{P} . Varianzanalytisch gesehen, lassen sich Unterschiede in der Vorhersagekraft beider Modelle somit auf die Wirksamkeit dieses Terms zurückführen. Leider fehlt es ihm an einer anschaulichen Interpretation.

⁴² Merrill und Grofman (1999, S. 35) weisen auf die Äquivalenz von quadrierter Distanz, Matthews-Modell und RM-Modell hin, für Vektoren $\|\mathbf{V}\| = \|\mathbf{P}\|$. Auf die Eingipfligkeit des Matthews-Modells machen sie nicht aufmerksam.

ist nicht im Distanzmodell genistet, außer für den Fall $\|\mathbf{V}\| = \|\mathbf{P}\| = k$, in dem es sich aber in das eingipflige Matthews-Modell auflöst.⁴³

Ebenso wie beim quadratischen Distanzmodell und beim RM-Modell ist der Nutzen im Matthews-Modell additiv separierbar, d.h. der Gesamtnutzen eines Wählers folgt direkt aus der Summe der Teilnutzen auf jeder Policy-Dimension (vgl. Abschnitt 1.1.2.4). Um dies zu sehen, notiert man die Nutzenfunktion zunächst ausführlich. Der Nutzen eines Wählers i von der politischen Richtung einer Partei k über alle Issues $j = 1, 2, \dots, J$ ist demnach:⁴⁴

$$U_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^J v_{ij} \cdot p_{ijk}}{\sqrt{\sum_{j=1}^J v_{ij}^2} \sqrt{\sum_{j=1}^J p_{ijk}^2}}$$

Der Zähler des Bruchs ist lediglich das Skalarprodukt, im Nenner steht das Produkt der euklidischen Längen von \mathbf{V} und \mathbf{P} . Der Nutzen folgt also direkt aus der Summe der einzelnen Produkte über die normalisierten Issue-Positionen (v_{ij}^n, p_{ijk}^n) auf allen Issues $j = 1, 2, \dots, J$:

$$U_{ik} = \sum_{j=1}^J \frac{v_{ij}}{\sqrt{\sum_{j=1}^J v_{ij}^2}} \cdot \frac{p_{ijk}}{\sqrt{\sum_{j=1}^J p_{ijk}^2}} = \sum_{j=1}^J v_{ij}^n \cdot p_{ijk}^n$$

Der gewichtete Matthews-Nutzen ist dann nichts anderes als:

$$U_{ik} = \sum_{j=1}^J \omega_{ij} (v_{ij}^n \cdot p_{ijk}^n)$$

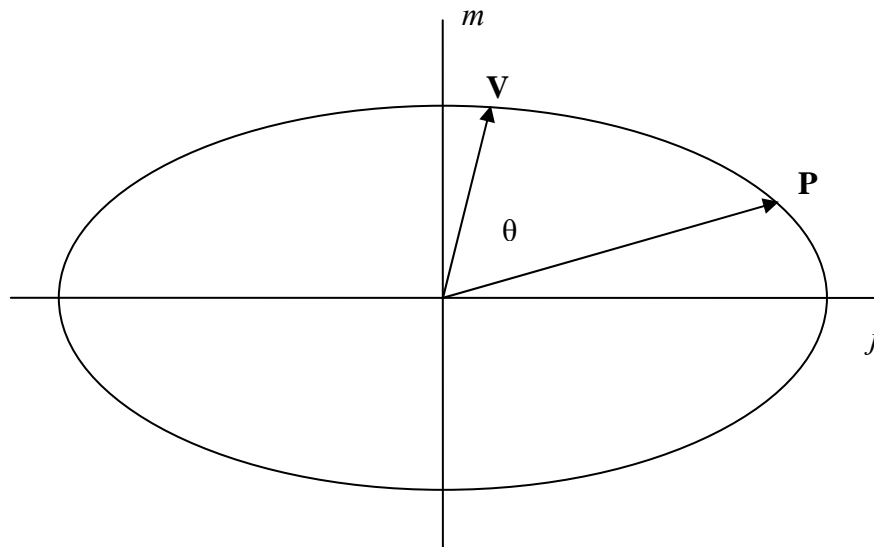
Wie in den bisherigen Modellen gibt der Parameter ω die Stärke des Einflusses eines Issues auf die Gesamtbewertung an. Alternativ kann man sich ω auch als Skalierungsparameter vorstellen, der die gemessenen Werte auf den einzelnen Issues in einen einheitlich skalierten Issue-Raum transformiert. Hierbei geht es in erster Linie um ein messtheoretisches Problem. In Umfragen werden Issue-Positionen üblicherweise nicht in festen Einheit gemessen, z.B. Ausgaben für Rüstung bzw. für Familie und Gesund-

⁴³ In der Sprache des RM-Modells würde die Annahme gleicher euklidischer Längen von Wähler und Parteienvektoren bedeuten, dass Intensitäten für die Nutzenbewertung keine Rolle spielen. Offensichtlich wäre das dann aber kein RM-Modell mehr.

⁴⁴ Auch hier wird der Einfachheit halber angenommen, der Nullpunkt sei der Status quo.

heit, sondern eher diffus, d.h. über die Frage ob man mehr oder weniger einer bestimmten Politik wie Rüstung oder Gesundheitspolitik möchte. Da man nicht *a priori* davon ausgehen kann, dass eine Einheit mehr Rüstungspolitik vergleichbar ist mit einer Einheit mehr Gesundheitspolitik, müssen ein Gewichtungparameter geschätzt werden, die eine einheitliche Skalierung des Issue-Raums garantieren.

Abbildung 9. Der Issue-Raum im gewichteten Matthews-Modell



Die Form des Issue-Raums im gewichteten Matthews-Modell entspricht nicht mehr einer symmetrischen Hohlkugel, sondern einem Ellipsoiden. Abbildung 9 veranschaulicht diesen Sachverhalt für einen zweidimensionalen Raum. Es wird davon ausgegangen, dass Issue j für Wähler i doppelt so wichtig ist wie Issue m ($\omega_j = 2 \omega_m$). Unter Beibehaltung der Annahme, dass Wähler und Parteienvektor Einheitslänge besitzen, folgt die elliptische Form des Raumes aus der unterschiedlichen Skalierung der beiden Issue-Dimensionen, bei der eine Einheit auf Issue j zwei Einheiten auf Issue m entspricht. Wären beide Dimensionen in derselben Einheit gemessen, dann würde sich in der elliptischen Form das relative Gewicht der beiden Issues für die Winkeldistanz ausdrücken. Es ist leicht einzusehen, dass bei identischer Skalierung eine Änderung des Parteienvektors um eine Einheit auf Issue j den Winkel zum Wählervektor stärker verändert als eine Änderung des Parteienvektors auf Issue m . Ob in unterschiedlichen ω Parametern letztlich Skalierungsunterschiede oder verschiedene Gewichtungen zum Ausdruck kommen, kann nur empirisch herausgefunden werden, indem man eine der beiden Größen konstant hält. Für die Form des Issues-Raumes ist diese Unterscheidung irrelevant, sie ent-

spricht im zweidimensionalen Raum einer Ellipse und im drei- bzw. mehrdimensionalen Raum einem (Hyper-)Ellipsoiden.

Eine letzte Bemerkung gilt der funktionalen Form des Matthews-Nutzens. Wie aus Abbildung 8 hervorgeht, unterstellt das Matthews-Modell einen kurvilinearen Zusammenhang zwischen Winkelmaß und Parteibewertung, in Form der Kosinusfunktion. Ähnlich wie bei der quadrierten euklidischen Distanz geht man bei dieser Modellierung davon aus, dass Richtungsänderungen in unmittelbarer Nähe der gewünschten Richtung des Wählers nur geringe Nutzenveränderungen nach sich ziehen. Im Bereich um $\theta = 90^\circ$ sind die Nutzenveränderungen am höchsten, worin zum Ausdruck kommt, dass sich an diesem Punkt für einen Wähler entscheidet, ob er und die Partei über alle Issues hinweg mehr gleichgerichtete Interessen oder mehr entgegen gesetzte Interessen vertreten. Eine weitere Zunahme der Distanz führt beim Wähler dann aber zu immer geringeren Nutzenverlusten, worin sich eine zunehmende Indifferenz gegenüber Parteien ausdrückt, die sehr weit von der gewünschten Richtung des Wählers entfernt sind.⁴⁵

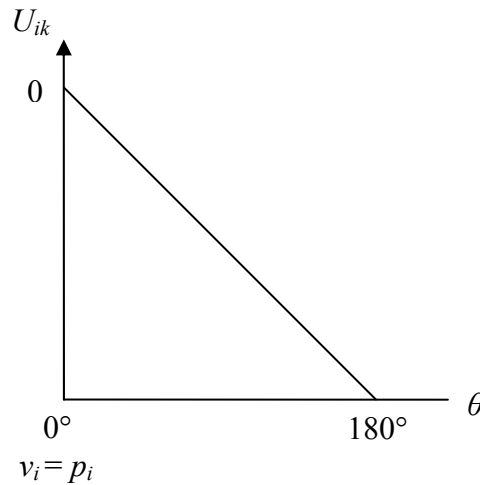
Trotz dieser nicht unplausiblen Modellierung wäre auch eine einfache lineare Spezifikation des Matthews-Nutzens möglich, bei der das Nutzenniveau direkt aus dem Winkelmaß folgt. Die entsprechende Verlustfunktion wäre der Arcus-Kosinus des Skalarprodukts der normalisierten Vektoren:

$$U_{ik} = - \left(\arccos \sum_{j=1}^J v_{ij}^n \cdot p_{ijk}^n \right) = -\theta$$

Die daraus resultierende Nutzenfunktion ist, wie in Abbildung 10 dargestellt, eine Gerade mit Steigung (-1) über das Intervall $[0^\circ, 180^\circ]$. Die Funktion ist eingipflig, denn das Maximum liegt stets über dem Idealvektor des Wählers bei $\theta = 0^\circ$. Da der Arcus-Kosinus nur positive Winkel liefert, ist die Funktion nur für positive Winkel definiert. Von der Logik des Modells her sollte sie für negative Winkel vollkommen symmetrisch verlaufen.

⁴⁵ Zur Veranschaulichung betrachte man zwei Parteien mit Richtungen \mathbf{P}_1 und \mathbf{P}_2 und Distanzen $\theta_1 = 89^\circ$ und $\theta_2 = 90^\circ$ zum Wählervektor \mathbf{V} . Das Nutzendifferenzial des Wählers entspricht $\Delta U(\theta_1, \theta_2) = 0,02$. Im Vergleich dazu fällt das Nutzendifferential für $\theta_1 = 179^\circ$ und $\theta_2 = 180^\circ$, $\Delta U(\theta_1, \theta_2) = 0,0002$ eher marginal aus. Der Wähler ist also indifferenter zwischen weit entfernten Parteien (dasselbe gilt für sehr nahe Parteien).

Abbildung 10. Die lineare Matthews-Nutzenfunktion



Auf den ersten Blick scheint eine lineare Verlustfunktion aufgrund ihrer Einfachheit der komplizierteren Kosinusfunktion gegenüber vorzuziehen. Dieser Eindruck täuscht aber dahingehend, dass zur Modellierung einer linearen Verlustfunktion die Annahme der Separierbarkeit der einzelnen Issue-Dimensionen aufgegeben werden muss. Die Arcus-Kosinus Funktion über eine Summe ist nicht zerlegbar in ihre einzelnen Summanden.

Im Falle einer empirischen Anwendung des Matthews-Modells läge also ein Tradeoff vor, zwischen der Spezifikation einer möglichst einfachen funktionalen *Form* und einer möglichst einfachen *Funktion*. Aus forschungslogischer Perspektive scheint keine der beiden Alternativen – „einfache funktionale Form“ vs. „einfacher funktionaler Zusammenhang“ – notwendig überlegen. Dennoch verliert die Vorgabe einer einfachen Form an Bedeutung, wenn dafür erheblich stärkere Annahmen über die Beziehungen zwischen ihren Funktionsargumenten Argumenten (hier: relative Issue-Positionen) getroffen werden müssen. Im vorliegenden Fall scheint es zunächst angemessener von einer einfacheren Konzeption des Bewertungsraumes auszugehen, in dem die Teilbewertungen einer Partei auf unterschiedlichen Sachfragen sich unabhängig voneinander zu einem Gesamtnutzen aufaddieren lassen.

1.3.2 Parteienwettbewerb unter dem Matthews-Modell

Aufgrund der Eingipfligkeit der Matthews-Nutzenfunktion ergeben sich für den Zweiparteienwettbewerb ähnliche Aussagen wie unter dem Distanzmodell (vgl. Matthews 1979, S. 144ff.). Matthews zeigt, dass für jeden Gleichgewichtspunkt im n -dimensionalen euklidischen Raum auch eine Gleichgewichtsrichtung existiert. Auf der anderen

Seite kann es undominierte (gleichgewichtige) Richtungen im Matthews-Modell geben, für die kein entsprechender Punkt im euklidischen Raum existiert. Anders ausgedrückt: Zu jedem totalen Median im euklidischen Raum gibt es auch eine undominierte Richtung im reinen Vektorraum, aber nicht jede undominierte Richtung ist ein totaler Median im euklidischen Raum (ebd. S. 150f.). Im Matthews-Modell sind Gleichgewichte aus diesem Grund also wahrscheinlicher als im Distanzmodell. Dennoch werden Parteistrategien wie im Distanzmodell stets gegen den Median konvergieren, eine zentrifugale Tendenz wie im RM-Modell gibt es nicht.

Nicht jeder totale Median im Matthews-Modell ist allerdings eine undominierte Richtung. Das heißt, die bloße Existenz eines Medianvektors ist keine hinreichende Bedingung für die Existenz eines Gleichgewichts (ebd. S. 145f.). Das liegt daran, dass im Richtungsmodell eine Partei, die sich vom Median entfernt, nicht notwendigerweise Stimmen verlieren muss, denn ihre Abweichung bringt sie gleichzeitig näher an Wähler auf der gegenüberliegenden Seite des Medians heran, deren Stimmen sie entsprechend gewinnt. Daran wird deutlich, dass das Mediankonzept zu schwach ist, um eine Gleichgewichtsrichtung zu definieren. Im Matthews-Modell ist jede Richtung, die die Wählerverteilung in zwei gleiche Hälften teilt ein Median (ebd. S. 146). Je nach Wählerverteilung kann es somit einen oder mehrere Mediane geben, da sich die Wähler nicht auf einer Linie, sondern einer Kreisbahn um den Ursprung verteilen. Im Extremfall einer Gleichverteilung wäre sogar jeder Wähler ein Median. Aus diesem Grund muss eine Medianrichtung die zusätzliche Bedingung erfüllen, dass sie für jede beliebige Aufteilung des Raumes in zwei Hälften immer in der Hälfte liegt, die eine (schwache) Mehrheit enthält. Nur ein solcher Median stellt eine undominierte Richtung dar und für jeden totalen euklidischen Median lässt sich auch eine solche Richtung bestimmen.

Eine besondere Rolle kommt in dem Modell dem Status quo zu. Dieser kann nur dann ein Gleichgewicht sein, wenn jede andere Richtung auch ein Gleichgewicht ist, d.h. wenn die Wählerschaft völlig indifferent bezüglich der politischen Marschroute ist. Indifferenz impliziert im Matthews-Modell einen Vektor von Nulllänge.⁴⁶ Solange auch nur ein Wähler nicht indifferent ist, also eine eindeutige Richtungspräferenz besitzt, kann der Status quo kein Gleichgewicht sein (ebd. S. 151f.). Die Wahrscheinlichkeit,

⁴⁶ Damit ist eine Richtungsindifferenz gemeint, d.h. der Wähler hat eine Erstpräferenz für den Status quo. Dagegen müssen Wähler unterschieden werden, die eine eindeutige Richtungspräferenz besitzen, aber indifferent bezüglich der Angebote zweier Parteien sind, die beide in gleicher Entfernung liegen. Matthews unterstellt, dass Indifferente jeder Art der Wahl fernbleiben, ebenso könnte man aber auch annehmen, dass sie zufällig mit gleicher Wahrscheinlichkeit für eine der beiden Parteien stimmen.

dass beide Parteien den Status quo vertreten, ist im Matthews-Modell also sehr gering. Der politische Wettbewerb wird sich fast immer um Vorschläge drehen, die eine (geringfügige) Abweichung vom Status quo darstellen. Trotzdem werden unter Gleichgewichtsbedingungen die angebotenen Vorschläge stets konvergieren, sowohl gegeneinander als auch gegen den Medianwähler.

1.4 Gemischte Modelle

Im den folgenden Abschnitten soll eine Reihe von Modellen vorgestellt werden, die in der Literatur als Mischmodelle oder ‚Mixed Models‘ bezeichnet werden. Zum Verständnis des zweiten Teils dieser Arbeit ist eine Kenntnis dieser Modelle hilfreich aber nicht zwingend erforderlich. Der Leser kann daher ohne großen Informationsverlust mit Abschnitten 1.5 und 1.6 fortfahren und dann zum zweiten Teil übergehen. Für ein tieferes Verständnis räumlicher Modelle und einen Ausblick auf zukünftige Forschungsfragen sei der Leser jedoch auf die folgenden Abschnitte verwiesen.

Auf Implikationen für den Parteienwettbewerb wird bei der Darstellung der gemischten Modelle weitestgehend verzichtet. Allgemein schwanken Parteistrategien in diesen Modellen stets zwischen den beiden Extremen völliger Konvergenz und völliger Divergenz. In den meisten Fällen kommen sie zur Vorhersage partiell konvergierender Gleichgewichtspositionen. Die größere Wirklichkeitsnähe dieser Vorhersage gegenüber denen der reinen Modelle macht einen Großteil der Attraktivität gemischter Modelle aus.

1.4.1 Das Grofman-Modell

Grofman (1985) schlug eine Modifikation des Distanzmodells vor, die explizit den Status quo berücksichtigt und darüber hinaus den Wählern erlaubt, die von Parteien vorgeschlagenen Issue-Positionen hinsichtlich ihrer Umsetzbarkeit abzudiskontieren.⁴⁷ Grofman bezieht sich auf Downs Feststellung, wonach ein rationaler Wähler weiß, dass eine Partei in der Regel nicht in der Lage sein wird, all das umzusetzen, was sie vor einer Wahl verspricht (Downs 1957, S. 39). Aus diesem Grund sei es nach Downs nicht ausreichend, einfach nur Parteiplattformen zu vergleichen, sondern der Wähler muss zu

⁴⁷ Eine gute Darstellung des Grofman-Modells geben auch Merrill und Grofman (1999, S. 4ff.).

einem eigenen Urteil darüber kommen, was die Parteien wirklich tun würden, wenn sie an die Macht kämen.⁴⁸

Um diesen zusätzlichen Schritt im Bewertungsprozess eines Wählers zu berücksichtigen, führt Grofman einen parteispezifischen Diskontierungsparameter in das klassische euklidische Distanzmodell ein, mit dem die vorgeschlagenen Politikplattformen jeder Partei gewichtet werden. Im Gegensatz zum einfachen Distanzmodell erfordert dies die explizite Aufnahme des Status quo in das Modell. Dieser sei mit z notiert. Der parteispezifische Diskontierungsparameter, welcher Werte zwischen null und eins annehmen kann, sei mit δ_k notiert.⁴⁹ Die Verlustfunktion eines Wählers i im eindimensionalen Grofman-Modell lautet dann:⁵⁰

$$U_{ik} = -((v_i - z) - \delta_k (p_{ik} - z))^2 \quad \text{mit } \delta_k \in [0,1]$$

Nimmt man einfacherweise an, der Status quo sei der Nullpunkt $z = 0$, dann reduziert sich die Nutzenfunktion auf:

$$U_{ik} = -(v_i - \delta_k p_{ik})^2 \quad \text{mit } \delta_k \in [0,1]$$

Für den Fall mehrdimensionaler Bewertungen bildet man einfach die (gewichtete) Summe über alle Teilnutzen auf den einzelnen Issues. Auf eine entsprechende Darstellung wird hier verzichtet. Der wesentliche Unterschied des Grofman-Modells zum herkömmlichen Distanzmodell ist – neben dem Diskontierungsparameter – die Tatsache, dass die Vorzeichen der Positionen v und p von Bedeutung sind. Diese ergeben sich, wie in der ersten Gleichung zu sehen, unmittelbar aus der Differenz zum Status quo. Eine positive Differenz bedeutet, dass die betreffende Position rechts des Status quo liegt, eine negative Differenz gibt eine Position links des Status quo an.

Ein einfaches Beispiel gibt die Darstellung in Abbildung 11 (Grofman 1985, S. 231). Unter dem einfachen Distanzmodell sollte ein Wähler mit Position v_l die Partei p_l links des Status quo der Partei p_r aufgrund ihrer geringeren Distanz vorziehen. Im Grofman-

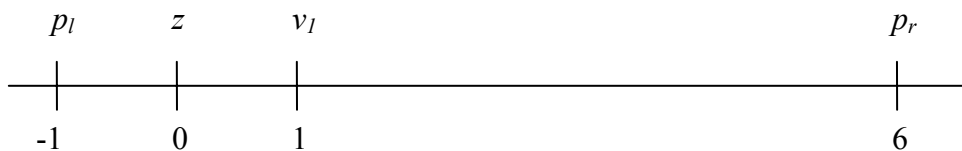
⁴⁸ Als Beschränkungen kommen dabei dieselben Faktoren in Betracht wie für das Matthews-Modell (vgl. Abschnitt 1.3).

⁴⁹ Ebd. S. 233. Grofman folgend, soll hier unterstellt werden, dass alle Wähler dieselben parteispezifischen Diskontierungsparameter besitzen. Implizit wird damit die Annahme getroffen, dass die Diskontierung aufgrund von parteispezifischen Merkmalen erfolgt, nicht aufgrund von Charakteristiken des einzelnen Wählers.

⁵⁰ Für das Grofman-Modell ist es unerheblich, welche Art von Distanz (Cityblock, euklidisch, etc.) man zugrunde legt. In diesem Fall wurde die quadratische Distanz gewählt.

Modell berücksichtigt der Wähler hingegen die diskontierten Parteipositionen $\delta_k p_k$. Angenommen Partei l sei eine große Mitte-Links-Partei mit entsprechend hoher Durchsetzungsfähigkeit bei legislativen Entscheidungen, Partei r dagegen eine kleine extremere Partei mit geringerer Durchsetzungsfähigkeit, dann ließen sich diese Unterschiede in den Parametern $\delta_l = 3/4$ und $\delta_r = 1/3$ ausdrücken. Aus der Sicht des Wählers lägen die gewichteten Positionen von l und r somit bei $-0,75$ und 2 . Unter diesen Umständen würde sich der Wähler aber für Partei r entscheiden, da ihre „wahre“ Position seiner Idealposition deutlich näher kommt als die von Partei l . In der Sprache des Grofman-Modells würde er sich für Partei r entscheiden, weil sie den aktuellen Status quo näher an seine gewünschte Position heranbringt.

Abbildung 11. Status quo, Wähler und Parteipositionen



Grofman weist mit seinem Modell auf die Wichtigkeit des Status quo hin, sobald man zulässt, dass Unterschiede zwischen artikulierten und tatsächlichen Parteipositionen bestehen. Sobald der Wähler nicht mehr von den geäußerten auf die tatsächlichen Positionen von Parteien schließen kann, ändert sich sein Kalkül von der Minimierung der Distanz zu den Parteiplattformen zur Minimierung der Distanz zwischen seiner Position und den erwarteten Positionen des Status quo (ebd. S. 234f.). Veränderungen des Status quo sind stets Richtungsänderungen. Das Grofman-Modell enthält also sowohl Distanz als auch Richtungselemente. Für glaubwürdige Parteipositionen ($\delta_k = 1$) folgt die Bewertung einer Partei dem einfachen Distanzmodell. Je stärker die Positionen einer Partei abdiskontiert werden, desto mehr hängt die Bewertung von dem Umstand ab, ob Wähler und Partei sich auf derselben Seite des Status quo befinden. Bei einem sehr kleinen δ_k spielt die Distanz von Wähler und Partei so gut wie keine Rolle mehr. Auf diesen Umstand weisen Merrill und Grofman (1997a, 1999) hin, die zeigen, dass das Grofman-Modell mathematisch ein Spezialfall des so genannten gemischten RM-Distanzmodells ist, welches im nächsten Abschnitt vorgestellt werden soll.

1.4.2 Das gemischte RM-Distanzmodell

Iversen (1994) schlug erstmals ein so genanntes ‚Mixed Model‘ vor, welches sowohl Elemente des Distanzmodells als auch des RM-Modells enthält. Formal erreicht er diese Integration durch die Formulierung einer allgemeinen Nutzenfunktion, die beide Nutzenfunktionen der reinen Modelle als Spezialfälle enthält. Die relative Stärke der beiden reinen Modelle für die Gesamtbewertung drückt sich dabei in einem so genannten Mischparameter β aus, der Werte zwischen null und eins annehmen kann. Das mehrdimensionale gemischte RM-Distanzmodell notiert sich wie folgt:⁵¹

$$U_{ik} = 2(1 - \beta) \sum_{j=1}^J v_{ij} \cdot p_{ijk} - \beta \sum_{j=1}^J (v_{ij} - p_{ijk})^2 \quad \text{mit } \beta \in [0, 1]$$

oder

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{P}) = 2(1 - \beta) \mathbf{V} \cdot \mathbf{P} - \beta \|\mathbf{V} - \mathbf{P}\|^2 \quad \text{mit } \beta \in [0, 1]$$

Man erkennt, dass der Gesamtnutzen eines Wählers i einer Linearkombination aus dem Skalarprodukt und der quadrierten euklidischen Distanz von Wähler und Parteienposition folgt über alle Issues hinweg folgt. Das relative Gewicht beider Nutzenkomponenten drückt sich in dem Mischparameter β aus. Für $\beta = 0$ folgt der Wählernutzen alleine dem RM-Modell, für $\beta = 1$ ausschließlich dem Distanzmodell und für Werte von β zwischen null und eins einer Mischung aus beiden.

Iversen bezeichnet sein Modell als ‚Representational Policy Leadership Model‘, worin die beiden – seiner Meinung nach – wesentlichen Wünsche des Wählers, nach politischer „Führung“ und Interessenrepräsentanz, zum Ausdruck kommen (ebd. S. 51f.). Mit Führung ist dabei gemeint, dass Politiker klare Richtungen in verschiedenen Sachfragen vertreten, die möglichst mit der eigenen Richtung übereinstimmen sollten. Gleichzeitig dürfen Politiker aber in der Betonung ihrer Richtung nicht zu sehr von der optimalen Position des Wählers abweichen, um repräsentativ zu bleiben. Die Distanzkomponente in der obigen Nutzenfunktion sorgt dafür, dass zu extreme Positionen – verglichen mit der des Wählers – die Gesamtbewertung negativ beeinflussen. Iversen spricht hier von einer alternativen Modellierung der „Region of Acceptability“ (vgl. Abschnitt 1.2.2.1), die im ursprünglichen RM-Modell eher unterentwickelt bleibt (ebd. S. 48). Aus dieser Perspektive ermöglicht der Mischparameter β , für eine gegebene Population, die direkte

⁵¹ Diese Form der Darstellung orientiert sich an Merrill und Grofman (1999, S. 43). Iversens Formulierung weist geringfügige Abweichungen auf, ist aber mathematisch äquivalent zur dargestellten Gleichung.

Schätzung der Höhe des „Penalty“, den Parteien mit zu extremen Positionen erleiden. Gleichgewichtsstrategien unter dem gemischten RM-Distanzmodell folgen fast ausschließlich dem Medianwählertheorem. Genauer gesagt, solange $\beta \in]0,1]$ sind die Nutzenfunktionen der Wähler eingipflig und das Medianwählertheorem gilt. Nur für $\beta = 0$ existiert kein Gleichgewicht. Die Idealpositionen der Wähler weichen allerdings von denen des traditionellen Distanzmodells ab und zwar umso stärker, je kleiner das Gewicht des Distanzmodells, d.h. je kleiner der Mischparameter β ausfällt (ebd. S. 53). Daraus ergibt sich das Resultat stabiler nicht-identischer Gleichgewichtspositionen.

1.4.2.1 Exkurs über den Mischparameter β

Einige interessante Verwandtschaften des gemischten RM-Distanzmodells sollen an dieser Stelle noch erwähnt werden. Das gemischte RM-Distanzmodell lässt sich nämlich auch aus der Expansion der quadrierten euklidischen Distanz gewinnen. Genauer gesagt, entspricht das Modell von Iversen einem ‚Mischmodell‘, welches bereits von Rabinowitz und Macdonald (1989) zur empirischen Überprüfung der relativen Erklärungskraft von RM- bzw. Distanzmodell entwickelt wurde. Das Mischmodell von Rabinowitz und Macdonald gewinnt man durch Zerlegung der quadrierten Distanz⁵² und anschließende Gewichtung mit zwei Parametern λ_1 und λ_2 .⁵³

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{P}) = \lambda_1 2\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} - \lambda_2 [\|\mathbf{V}\|^2 + \|\mathbf{P}\|^2]$$

Der erste Parameter bezeichnet dabei den Einfluss der euklidischen Längen von Wähler und Parteienvektor auf die Parteienbewertung, der zweite Parameter bezeichnet die Erklärungskraft des Skalarprodukts.⁵⁴ Im Prinzip nehmen Rabinowitz und Macdonald eine Varianzzerlegung des quadrierten Distanzmodells in die beiden Komponenten Länge und Skalarprodukt vor, um herauszufinden, ob die quadrierten Vektorlängen einen signifikanten Erklärungsbeitrag liefern oder ob das Skalarprodukt alleine zur Vorhersage von Parteibewertungen bereits genügt. Wie sich herausstellt, ist das Modell von Rabinowitz und Macdonald äquivalent zum Modell von Iversen (1994, S. 51f. zur Herlei-

⁵² $-\|\mathbf{V} - \mathbf{P}\|^2 = -\|\mathbf{V}\|^2 - \|\mathbf{P}\|^2 + 2\mathbf{V} \cdot \mathbf{P}$

⁵³ Ebd. S. 103ff.

⁵⁴ Rabinowitz und Macdonald verwenden dieses Modell in erster Linie als Analyseinstrument. Sie verstehen es nicht als inhaltliches Modell.

tung siehe Anhang 1a) wobei zwischen dem Mischparameter β und den beiden Parametern λ_1 und λ_2 folgender Zusammenhang besteht:⁵⁵

$$\beta = \frac{\lambda_2}{\lambda_1}$$

Weiterhin haben Merrill und Grofman (1999 S. 47f.) gezeigt, dass das Mischmodell von Iversen mathematisch äquivalent zum Grofman-Modell ist, vorausgesetzt $\delta = \beta$ und Status quo und Nullpunkt sind identisch (zur Herleitung siehe Anhang 1b). Beide Modelle unterscheiden sich dann nur noch durch eine lineare Transformation voneinander.

Dies ermöglicht eine alternative Interpretation des Mischparameters β . Anstelle der von Iversen vorgeschlagenen Dichotomie „Representation vs. Leadership“ wäre nun auch eine Differenzierung „Sincere vs. Unsincere Platforms“ denkbar. Der wichtigste theoretische Unterschied beider Sichtweisen liegt in der Frage, ob der Mischparameter in der Bewertungsfunktion ein individuelles Merkmal oder ein Merkmal der zu bewertenden Partei darstellt. Nach Iversen ist er „[...] a measure of [a] voter’s sensitivity to directional stimulus and [...] to spatial distance“ (Iversen 1994, S. 51), also eindeutig ein individuelles Merkmal. Im Grofman-Modell drückt der Diskontierungsparameter eindeutig eine Eigenschaft der Parteien bzw. ihrer vorgeschlagenen Plattformen aus (vgl. Abschnitt 1.4.1). Aus empirischer Sicht schlägt sich die Wahl einer der beiden Perspektiven in der Frage nieder, ob man bei der Anpassung des Mischmodells populationspezifische Mischparameter schätzen soll oder ob man dem Mischparameter erlauben soll, über Parteien hinweg zu variieren. Die Schätzung eines konstanten Parameters erfordert keine derartige Festlegung. Allerdings gibt ein solcher Parameter lediglich Aufschluss darüber, ob Wählerbewertungen eher dem RM- oder dem Distanzmodell folgen, nicht jedoch ob dies an Merkmalen der Wählerschaft oder des Parteiensystems liegt.

Den bisher einzigen Vorschlag einer genauen Herleitung des Mischparameters machen Hinich, Henning und Shikano (2004), die zeigen konnten, dass sich das Mischmodell von Iversen bzw. Grofman aus einem legislativen Entscheidungsmodell mit Mean-Voter Entscheidungsregel ableiten lässt. Im Einzelnen konnten sie zeigen, dass für Systeme mit Verhältniswahl, in denen Policy-Outcomes als die Summe der, mit ihrer Entscheidungsmacht gewichteten, einzelnen Parteipositionen modelliert werden können,

⁵⁵ Anhand dieser Beziehung ist es also möglich den Mischparameter aus einem Zwei-Parameter-Modell über die Summe der euklidischen Längen und des Skalarprodukts von \mathbf{V} und \mathbf{P} zu berechnen. Dies kann bei empirischen Schätzungen von Vorteil sein, bei denen man in der Regel von Linearkombinationen der Parameter ausgeht.

das Entscheidungskalkül eines Wählers dem gemischten RM-Distanzmodell folgt. Der Mischparameter hängt dabei direkt von der – im Zuge des Wahlergebnisses – erwarteten Änderung der Machtverteilung im Parlament ab: Je stärker der erwartete Einfluss der eigenen Stimme auf die Machtverschiebung zugunsten einer Partei, desto höher das Gewicht des Distanzmodells in der Bewertung dieser Partei (ebd. S. 6). Das relative Gewicht des Distanzmodells folgt also direkt aus dem erwarteten Einfluss des Wählers auf den letztendlichen Policy-Output. Unter der zusätzlichen Annahme, dass Wähler gemeinsame Vorstellungen bezüglich der wahrscheinlichen Stimmenverteilung haben,⁵⁶ ergeben sich unterschiedliche Erwartungen hinsichtlich des eigenen Einflusses auf das Policy-Ergebnis. Das relative Gewicht des Distanzmodells variiert also über Parteien, und zwar in Abhängigkeit der erwarteten Stimmenverteilung. Allerdings variiert es nicht über individuelle Wähler, solange man unterstellt, dass das erwartete Wahlergebnis geteiltes Wissen unter den Wählern ist (ebd., S. 9).

Allgemein lässt sich mit Hinich, Henning und Shikano sagen, dass jedes Merkmal des politischen Entscheidungsprozesses (Parteienanzahl, Parteiengröße, Abstimmungsregeln, etc.) die Höhe des Mischparameters und damit das Gewicht des Distanzmodells beeinflusst. Merkmale des politischen Systems sollten im internationalen Vergleich für unterschiedliche Gewichte sorgen, Merkmale der Parteien sollten für unterschiedliche Parameter innerhalb einer Wahlbevölkerung sorgen. Im Hinblick auf den zweiten Punkt weisen die Autoren insbesondere auf das Merkmal der Parteidisziplin hin. Je höher die Abstimmungsdisziplin einer Partei, desto wahrscheinlicher wird das erwartete Policy-Ergebnis und desto höher fällt das Gewicht des Distanzmodells bei der Parteibewertung aus. Insgesamt stellt der Ansatz von Hinich, Henning und Shikano den bisher einzigen systematischen Versuch dar, die Modelle von Grofman und Iversen in eine allgemeine Theorie des politischen Prozesses einzubetten, die es ermöglicht, systematische Hypothesen über die relative Stärke der beiden Bewertungsmodelle im Nutzenkalkül des Wählers zu formulieren.

1.4.3 Das ‚Unified Model‘ von Merrill und Grofman

Den letzten Vertreter in der Liste der gemischten Modelle präsentieren Merrill und Grofman (1997a, 1999). Ihr so genanntes ‚Unified Model‘ stellt eine mathematische

⁵⁶ Grob gesagt, kann man dies als die Erwartung bezeichnen, dass beispielsweise in Deutschland auf CDU und SPD ca. 80% aller Stimmen entfallen, auf FDP und Grüne ca. 15% und alle übrigen Parteien weniger als 5% aller Stimmen erhalten werden.

Integration von quadrierter Distanz, RM- und Matthews-Modell dar. Formal erreichen sie diese Integration, indem sie das gemischte RM-Distanzmodell (vgl. Abschnitt 1.4.2) um einen Term erweitern, der dem Matthews-Modell Rechnung tragen soll. Außerdem führen sie einen zusätzlichen Parameter q mit Wertebereich $[0, 1]$ ein, der die relative Erklärungskraft des Matthews-Modells gegenüber dem RM-Modell angeben soll. In Vektorschreibweise notiert sich das Unified Model wie folgt:⁵⁷

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{P}) = 2(1 - \beta) \frac{\mathbf{V} \cdot \mathbf{P}}{\|\mathbf{V}\| \cdot \|\mathbf{P}\|} [\|\mathbf{V}\| \cdot \|\mathbf{P}\|]^q - \beta \|\mathbf{V} - \mathbf{P}\|^2 \quad \text{mit } \beta, q \in [0, 1]$$

Der Bruch in der Mitte der Gleichung definiert ein gemischtes RM-Matthews-Modell. Für den Fall $q = 0$ spezifiziert er ein reines Matthews-Modell, für $q = 1$ ein reines RM-Modell. Der gesamte Bruch, in dem die Richtungskomponente des Modells zum Ausdruck kommt, wird auf die selbe Weise gewichtet und mit der quadrierten Distanz verknüpft, wie im Modell von Iversen. Mathematisch basiert das Unified Model auf der Verwandtschaft der drei reinen Modelle wie sie bereits bei der Vorstellung des Matthews-Modells aufgezeigt wurde (vgl. Abschnitt 1.3): Alle drei Modelle sind identisch für den Fall $\|\mathbf{V}\| = \|\mathbf{P}\|$. Weiterhin ist das Matthews-Modell im RM-Modell genistet, ebenso wie im quadrierten Distanzmodell und schließlich ist das Skalarprodukt des RM-Modells in der quadrierten Distanz enthalten.

Aufgrund dieser Gemeinsamkeiten lässt sich die Zahl der Parameter, die man benötigt um alle drei Nutzenfunktionen miteinander zu verknüpfen auf, zwei reduzieren. Alle drei Modelle lassen sich daher auf zwei theoretischen Dimensionen β und q anordnen (Merrill, Grofman 1997, S. 31). Nach Merrill und Grofman sei dies die flexibelste Modellierung von Parteibewertungen, in der die Erklärungskraft jedes der drei Einzelmodelle berücksichtigt werden kann. Außerdem würde es im Hinblick auf Parteienwettbewerb die politische Wirklichkeit besser abbilden, da es weder den völligen Zentrismus des Distanzmodells noch den vollkommenen Extremismus des RM-Modells unterstellt (Merrill und Grofman 1999). In der Tat ist es aufgrund der Eingipfligkeit von Matthews-Modell und quadratischer Distanz leicht einzusehen, dass das Unified Model stets Gleichgewichte liefert, solange es kein reines RM-Modell spezifiziert, d.h. solange mindestens q oder β verschieden von eins bzw. null sind – was empirisch fast immer der Fall sein sollte.

⁵⁷ Merrill und Grofman (1997a, S. 33; 1999, S. 45) Der Status quo stellt wie üblich den Ursprung Punkt des Koordinatensystems dar.

Eine grundsätzliche Schwäche des Unified Model Ansatzes liegt in seiner theoretischen Unterentwicklung. Wie schon das gemischte Modell von Iversen versucht auch das Gesamtmodell von Merrill und Grofman die problematischen Aussagen der einzelnen Modelle – „totale Konvergenz und identische Plattformen unter dem Distanzmodell“ vs. „totale Divergenz der Positionen unter dem RM-Modell“ – durch die rein formale Integration beider Modelle zu beseitigen. Die einzelnen Nutzenfunktionen werden rechnerisch miteinander verknüpft und der Empirie bleibt es überlassen ihre relativen Gewichte zu bestimmen. Im Ergebnis erzielt man damit die gewünschte Wirkung, nämlich moderat divergierende Plattformen. Die Voraussetzungen, die zu diesem Ergebnis führen bleiben aber ungeklärt. Konkret müssten Hypothesen über die Höhe der Mischparameter und damit über die Gültigkeit der jeweiligen Modellvoraussetzungen formulierbar sein. Hinich, Henning und Shikano (2004) haben dies für den Fall des gemischten RM-Distanzmodells vorgemacht (vgl. Abschnitt 1.4.2.1). Solange das Unified Model nicht ebenfalls in einen solchen Kontext gestellt wird, bleibt es theoretisch wertlos und ein bloßes Instrument zur sophistizierten Bestimmung aggregierter räumlicher Nutzenfunktionen für gegebene Wählerpopulationen.

1.5 Diskussion

In der Literatur zu räumlichen Modellen wird allgemein zwischen Distanzmodell und Richtungsmodell unterschieden. Bis zur Einführung des Matthews-Modells durch Merrill und Grofman war diese Unterscheidung im Prinzip auch zutreffend, denn es existierten nur zwei verschiedene räumliche Modelle: Das klassische Distanzmodell und das RM-Modell. Letzteres war stark durch Richtungsaspekte in der Parteienwahrnehmung geprägt, weshalb ihm das Etikett ‚Richtungsmodell‘ angeheftet wurde. Betrachtet man nur diese beiden Modelle, dann erfüllt diese Unterscheidung ihren Zweck. Mit der Hinzunahme des Matthews-Modells verliert die Trennung zwischen Richtung und Distanz jedoch ihre Präzision. Richtung ist nun nicht mehr gleichbedeutend mit besseren Bewertungen für extreme Parteien und expandierenden Parteiensystemen ohne Gleichgewichtspositionen. Im Gegenteil zeigt das Matthews-Modell, dass auch unter der Annahme von Richtungen, Gleichgewichte und konvergierende Parteistrategien beobachtbar sein können. Der entscheidende Unterschied zwischen den Modellen ist daher nicht in der Beschaffenheit des Policy-Raumes zu suchen, wie die Bezeichnung ‚Richtungsmodell‘ vielleicht implizieren mag. Vielmehr liegt er in der Beschaffenheit des Bewertungsme-

chanismus, also der Übersetzung von Standpunkten im politischen Raum in eine Bewertungsfunktion.

Die entscheidende Trennlinie verläuft zwischen Distanz- und Nicht-Distanzmodellen. Erstere unterstellen eine Bewertung nach dem Näheprinzip – je näher, desto besser – mit notwendig eingipfligen Nutzenfunktionen, zweiteere machen diese Annahme nicht. In die zweite Kategorie fällt eindeutig das RM-Modell, in welchem ‚mehr‘ stets besser ist als weniger, also extremere Standpunkte von allen Wählern auf einer Seite des Issues stets gemäßigten Standpunkten vorgezogen werden. Im Matthews-Modell spielen die Intensitäten der Standpunkte keine Rolle, da Wähler und Parteien per Definition in gleichem Abstand um den Status quo herum verteilt sind. Entscheidend für die Bewertung ist dann, grob gesagt, nur die Zahl der Issues auf denen die eigene Richtung mit der der Partei übereinstimmt, gegenüber der Zahl Issues auf denen dies nicht der Fall ist. Die Nutzenbewertung hat hier aber ein eindeutiges Maximum, für den Fall identischer Richtungen. Das Matthews-Modell kann daher als Spezialfall des Distanzmodells unter bestimmten Randbedingungen (Defizite in der politischen Kommunikation, institutionelle Beschränkungen) aufgefasst werden, wobei der elementare Bewertungsmechanismus unverändert bleibt.⁵⁸

Welches Modell nun zutrifft bzw. welches die besseren Vorhersagen macht, ist eine Frage, über die in der Literatur viel gestritten wird und zu deren Beantwortung ein wesentlicher Teil dieser Arbeit beitragen soll (siehe zweiter Teil). Eine wichtige Frage, die vorher allerdings geklärt werden müsste, ist die nach der Ursache empirisch variierender Befunde bezüglich der Aussagekraft der einzelnen Modelle. Sind die spezifischen Randbedingungen für die Gültigkeit eines Modells gegenüber einem anderen auf der Wählerebene oder auf der Ebene des Parteiensystems zu suchen? Anders ausgedrückt: Variieren die Nutzenfunktionen individuell oder alternativenspezifisch?⁵⁹ Werden bestimmte Parteien nach unterschiedlichen Modellen bewertet oder bewerten unterschiedliche Wähler Parteien nach unterschiedlichen Modellen – aber jeweils alle Parteien nach dem selbem Modell? Eine mögliche Antwort auf diese Frage geben Hinich, Henning und Shikano (2004), die die Bewertungsunterschiede eindeutig auf Charakteristika der

⁵⁸ Das Matthews-Modell ist nicht nur in theoretischer Hinsicht ein Spezialfall des Distanzmodells. Wie in Abschnitt 1.3 gezeigt wurde, sind beide Modelle äquivalent für den Fall identischer Vektorlängen von Wähler und Parteienvektor. Auch an der Natur von Positions-Issues ändert das Matthews-Modell nichts, sondern lediglich an der mathematischen Umsetzung der Wähler- und Parteienpositionen.

⁵⁹ Damit ist gemeint, ob die Funktionen selbst variieren. In ihren Argumenten (Wähler- bzw. Parteiposition) variieren sie sowieso über Individuen und Alternativen hinweg.

Parteien zurückführen. In der Literatur zu räumlichen Modellen bilden sie damit eher die Ausnahme. Dort scheint im Allgemeinen die Vorstellung vorzuherrschen, dass Wähler denselben Bewertungsmechanismus auf alle Parteien anwenden.⁶⁰ Unter diesem Gesichtspunkt wurden die Modelle ursprünglich entwickelt und dementsprechend auch hier vorgestellt. Aus akteurstheoretischer Sicht stellt eine Modellierung alternativenspezifischer Bewertungsräume wesentlich höhere Anforderungen an den Wähler, da er neben den ‚einfachen‘ Policy-Präferenzen, dem Wissen um die ungefähren Positionen aller Parteien, nun zusätzlich noch ‚sekundäre‘ Informationen über die Erfolgswahrscheinlichkeiten der politischen Vorhaben der einzelnen Parteien heran ziehen muss. Nichts spricht *a priori* gegen ein solches anspruchsvolles Wählermodell. Seine Güte lässt sich alleine empirisch bestimmen.

Bisher jedoch konzentrierte sich das Augenmerk verstärkt auf einfache Akteursmodelle mit individuell konstanten Nutzenfunktionen. Ursprünglich wurden Distanz-, RM- und Matthews-Modell auch mit dem Anspruch auf Allgemeingültigkeit formuliert und jedem Modell liegen unterschiedliche Annahmen über den Zusammenhang zwischen Policies, Wahrnehmung und Bewertung zugrunde. Der wichtigste Unterschied liegt dabei in den Annahmen bezüglich der Beschaffenheit von Issue-Dimensionen. Betrachten wir zunächst das Distanz- und das RM-Modell: Die traditionelle Distanzlogik unterstellt ein Kontinuum geordneter Alternativen, also konkrete Policy-Vorschläge, die sich anhand eines Kriteriums in eine Reihenfolge bringen lassen. Das RM-Modell dagegen kennt nur drei mögliche Alternativen – befürworten, ablehnen und Neutralität – die jeweils mit unterschiedlichen Intensitäten gewichtet werden. Die resultierenden Nutzenfunktionen beider Modelle sind entsprechend eingipflig bzw. unbegrenzt.

Stokes (1963) wies als einer der ersten darauf hin, dass Issues nicht immer die Eigenschaften besitzen müssen, die das klassische Distanzmodell voraussetzt. Unter anderem schlug er die Unterscheidung zwischen so genannten Positions-Issues und Valenz-Issues vor (ebd., S. 373). Bei ersteren handelt es sich eben um jene geordneten Alternativen. Valenz-Issues sind dagegen solche Issues bei denen eine Reihenfolge von Alternativen keinen Sinn mehr ergibt – auch wenn sie rein theoretisch existiert – denn alle

⁶⁰ Eine Ausnahme stellen hier Merrill und Grofman dar, die für die Bewertungen von Herausforderern und Amtsinhabern bei amerikanischen Präsidentschaftswahlen unterschiedliche starke Einflüsse von Distanz- und RM-Modell finden.

Wähler befinden sich im Grunde auf derselben Position.⁶¹ Rabinowitz (1978, S. 810) bezog sich zur Erklärung der leeren politischen Mitte explizit auf Stokes' Kritik am Issue-Konzept des Distanzmodells. Auch in der späteren Vorstellung des RM-Modells beziehen sich Rabinowitz und Macdonald (1989) auf Stokes' Kritik am Distanzmodell zur Untermauerung ihres neuartigen Issue-Konzepts. Sie bestehen allerdings darauf, dass Issues in ihrem Modell eine andere Qualität besitzen, als die beiden von Stokes vorgestellten Typen. Das ist auch richtig, doch sind die Ähnlichkeiten von RM-Issues und Valenz-Issues nicht zu übersehen.

Im Prinzip könnte man RM-Issues als Mischtyp zwischen Positions- und Valenz-Issues verstehen: Ebenso wie bei Valenz-Issues gibt es auf RM-Issues nur eine Richtung des Nutzenanstiegs, und zwar zu dem Pol, den man befürwortet.⁶² Mehr von dieser Richtung ist grundsätzlich besser wie bei Valenz-Issues auch.⁶³ Der Unterschied liegt nur darin, dass auf RM-Issues nicht alle Wähler dieselbe Position vertreten, sondern im Gegenteil sich meist in zwei Lager aufspalten mit wenigen Neutralen in der Mitte. Beide Lager verhalten sich dann aber *als ob* ihre Seite des Issues ein Valenz-Issue wäre. Egal wie intensiv der Wähler hinsichtlich seines Standpunktes ist, so bewertet er doch Parteien, die diesen Standpunkt noch intensiver vertreten stets besser.⁶⁴ Abbildung 12 veranschaulicht den Zusammenhang zwischen den drei Issue-Typen.

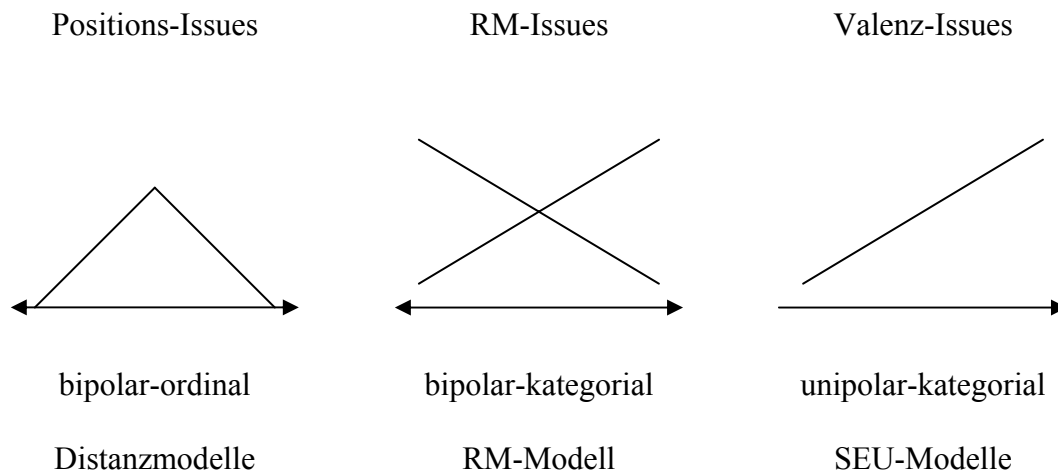
⁶¹ Arbeitslosigkeit wäre ein Beispiel für ein Issue, auf dem durchaus verschiedene Niveaus unterschieden werden können, auf dem aber nahezu keine Varianz in den Idealpositionen der Wähler besteht.

⁶² Ablehnung soll hierbei als Befürwortung des Gegenpols verstanden werden, der bei RM-Issues auch immer vorhanden ist.

⁶³ Zum Beispiel wäre mehr von der Richtung ‚Abbau der Arbeitslosigkeit‘ immer besser als weniger.

⁶⁴ Die Tatsache, dass Wähler sich auf RM-Issues nicht alle an den Extrempunkten der Skala befinden – was man eigentlich von einem Valenz-Issues erwarten würde – ändert nichts an der Feststellung, dass sie Parteien bewerten *als ob* es sich bei dem Issue um ein Valenz Issue handelt. Unterschiedliche Wählerstandpunkte auf den Issues sind alleine *intraindividuell* von Bedeutung. In diesem Zusammenhang könnten sie die persönliche Gewichtung eines Wählers zwischen den Valenz-Issues ausdrücken. Es gibt nichts in Stokes (1963), das dieser Sichtweise widersprechen würde.

Abbildung 12. Issue-Typen mit korrespondierenden Bewertungsmustern⁶⁵



Im Sinne der Definition von Stokes werden Valenzissues hier als unipolar bezeichnet, denn sie beinhalten lediglich „[...] the linking, of the parties with some condition that is positively or negatively valued by the electorate.“ (Stokes 1963, S. 373). In diesem Sinne befinden sich also alle Wähler auf der gleichen Position und Parteien werden umso besser bzw. schlechter bewertet, je mehr bzw. je weniger sie mit dem gewünschten Zustand in Verbindung gebracht werden. Insgesamt unterscheiden sich die Bewertungen verschiedener Parteien auf einem Valenz-Issue nur noch hinsichtlich der Erwartung, dass die Parteien die allgemein gewünschte Politik umsetzen, was je nach Issue von einer Reihe von Faktoren wie beispielsweise ihrer zugeschriebenen Kompetenz auf dem betrachteten Politikfeld abhängt.⁶⁶

Parteibewertungen über Valenz-Issues lassen sich mit einfachen Expected Value- bzw. subjektiven Erwartungsnutzen-Modellen („Subjective Expected Utility“: SEU) beschreiben. Allen diesen Modellen ist gemein, dass die Bewertung einer Alternative dem erwarteten Nutzen, also dem Produkt aus Bewertung und Eintrittswahrscheinlichkeit folgt wird (Fishbein, Ajzen 1975, S. 30, Esser 1999, S. 247). Das Einstellungsmodell von Fishbein liefert hierfür ein gutes Beispiel (Fishbein, Ajzen 1975). Nach diesem

⁶⁵ Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurde auf die Darstellung der Nutzenfunktion für neutrale Wähler auf einem RM-Issue verzichtet. Letztlich sind diese Wähler irrelevant, sowohl für die Analyse von Wählerpräferenzen da sie keine geordnete Präferenzen besitzen (d.h. vollständig indifferent gegenüber allen Alternativen sind) als auch für die Analyse von Parteistrategien, da sie jede Partei unabhängig von ihrem Standpunkt mit der gleichen Wahrscheinlichkeit wählen würden.

⁶⁶ Auf dem Valenz-Issue ‚Abbau der Arbeitslosigkeit‘ würden Parteibewertungen also anhand der wahrgenommenen Kompetenz der Parteien im Bereich Arbeits- und Sozialpolitik unterscheiden.

Modell setzt sich die Einstellung gegenüber einem Objekt (hier: einer Partei) zusammen aus der Bewertung eines bestimmten Merkmals (hier: des Valenz-Issues) und der subjektiven Erwartung, dass das Objekt dieses Merkmal besitzt (hier: dass die Partei die gewünschte Politik vertritt). Für mehrere Merkmale ergibt sich die Einstellung aus der Summe aller gewichteten Einzelbewertungen. Formal ist dieses Modell nichts anderes als das Skalarprodukt aus Erwartungen und Bewertungen, in unserem Fall eines Wählers i bezüglich aller Standpunkte $j = 1, 2, \dots, J$ einer Partei k .⁶⁷

$$A_{ik} = \sum_{j=1}^J b_{ijk} \cdot e_{ijk}$$

Dabei bezeichnet b_{ijk} die Erwartung („belief“), dass Partei k den Standpunkt j vertritt und e_{ijk} die Bewertung („evaluation“) dieses Standpunktes.⁶⁸ Letzterer könnte in unserem Fall entweder konstant gehalten werden, was unterstellen würde, dass jedes Valenz-Issue allen Wählern gleich wichtig ist, oder es könnten Bewertungsunterschiede zugelassen werden, um Unterschiede in der Wichtigkeit der Issues für den einzelnen Wähler zum Ausdruck zu bringen.⁶⁹

Ein (nicht neutraler) Wähler im RM-Modell verhält sich so, als wären alle Issues Valenz-Issues. Im Gegensatz zu reinen Valenz-Issues sind RM-Issues bipolar, also gewissermaßen zweiseitige Valenz-Issues. Diese Zweiseitigkeit ist jedoch rein empirisch bedingt aus der Perspektive eines Wählers folgt die Bewertung von Parteien derselben Logik wie im Falle eines Valenz-Issues. Für einen einzelnen Wähler ist ein RM-Issue unipolar. Erst im Aggregat wird das RM-Issue bipolar und gewissermaßen zu einem zweiseitigen Valenz-Issue. Daraus folgt, dass das RM-Modell und das Modell von Fishbein identisch sind für Wähler auf derselben Seite eines RM-Issues. Wenn die wahrgenommene Intensität einer Partei als Erwartung verstanden werden kann, dass sie die gewünschte Politik umsetzt und die Intensität des Wählers entsprechend die Wichtigkeit des Issues zum Ausdruck bringt, dann sind RM-Modell und Fishbein-Modell nicht unterscheidbar, was leicht einzusehen ist.⁷⁰

⁶⁷ Ebd. S. 29

⁶⁸ Nach Fishbeins (1967, S. 258) Vorstellung werden sowohl Bewertungen als auch Beliefs mit bipolaren Skalen gemessen, die positive und negative Werte annehmen können.

⁶⁹ Beispielsweise können Wähler den Abbau der Arbeitslosigkeit unterschiedlich stark befürworten, für das Valenz-Issue genügt es, dass niemand gegen den Abbau von Arbeitslosigkeit ist.

⁷⁰ In der Tat wurde das Fishbein-Modell schon auf diese Weise verwendet: Reynolds (1974), versuchte anhand von Umfragedaten der 1970er CPS Wahlstudie in den Vereinigten Staaten, die Einstellungen von Wählern gegenüber Kandidaten vorherzusagen. Dabei verwendete er die wahrgenommenen Parteipositio-

Die offensichtlichen Ähnlichkeiten zwischen beiden Modellen weisen aber auf einen anderen wichtigen Aspekt hin, nämlich den Charakter politischer Issues. Die Tatsache, dass Rabinowitz und Macdonald mit der Anwendung ihres Modells auf klassische Positions-Issue Messungen hohe Korrelationen mit den tatsächlichen Parteibewertungen erzielen, deutet darauf hin, dass die tatsächlich gemessenen Issues keinen reinen Positionscharakter besitzen, sondern scheinbar von einem großen Teil der Befragten mit der Logik von Valenz-Issues aufgefasst werden. Solange lediglich die beiden Pole einer Skala mit konkreten Etiketten versehen sind – wie bei derartigen Umfragen üblich – steht einer alternativen Valenz-Interpretation nichts im Wege.

Rabinowitz und Macdonald haben dies im Prinzip erkannt und darauf hingewiesen, dass Issues eher dichotomen Charakter besitzen – mit neutralem Mittelpunkt. Was sie dabei übersehen oder zumindest nicht explizit machen, ist die Ähnlichkeit ihres Konzepts mit dem von Stokes' Valenz-Issues. Wenn unsere obige Konzeption von Valenz-Issues der ursprünglichen Idee von Stokes nicht völlig zuwider läuft, dann liegt das Verdienst von Rabinowitz und Macdonald im Wesentlichen darin, den Valenzcharakter vieler scheinbarer Positions-Issue-Messungen aufgedeckt zu haben. Dieser Charakter wird in der monotonen Bewertungsstruktur deutlich, bei der – unter Konstanthaltung des Wählerstandpunktes – mehr Vertretung der eigenen Position durch die Partei stets besser ist. Als prominenter Vertreter solcher einfachen Bewertungsmodelle wurde das Fishbein-Modell angeführt, in dem Einstellungen ebenfalls einer streng monotonen Bewertungsfunktion folgen.⁷¹ Die Ähnlichkeit der beiden Modelle gemeinsam mit der intuitiven Ähnlichkeit von RM-Issues und Valenz-Issues legt die Vermutung nahe, dass viele scheinbare Positions-Issues in der Wahrnehmung der Wähler einen starken Valenzcharakter besitzen.

nen auf symmetrischen Issue-Skalen als Indikator für die Erwartungen der Wähler und deren Selbstpositionierungen als Indikator für ihre Bewertungen (ebd. S. 996). Die so gewonnenen Einstellungsmaße korrelierten hoch mit den tatsächlich gemessenen Parteien- und Kandidatenbewertungen. Die Vorgehensweise von Reynolds entspricht exakt den späteren Anwendungen des RM-Modells von Rabinowitz und Macdonald. Die Unterscheidung zwischen beiden Modellen wird damit zur Glaubensfrage: Sind Intensitäten dasselbe wie Erwartungen und Bewertungen? Worin liegt der Unterschied zwischen beiden? Mangels einer genauen Definition und Abgrenzung von Intensität in den Arbeiten von Rabinowitz und Macdonald scheint es müßig sich mit diesen Fragen auseinander zu setzen. Ob das RM-Modell letztlich identisch ist mit dem Modell von Fishbein oder jedem anderen Erwartungsnutzenmodell, kann an dieser Stelle nicht entschieden werden.

⁷¹ Dabei wurde davon ausgegangen, dass sich Valenz-Bewertungen allgemein mit solchen einfachen monotonen Bewertungsmodellen ausdrücken lassen. Dies scheint unmittelbar einleuchtend.

Diese Intuition wird noch deutlicher wenn man RM-Issues mit klassischen Positions-Issues vergleicht. Letztere sehen vor, dass der Wähler ein Kontinuum von politischen Maßnahmen betrachtet und dabei zu Bewertungen kommt, die ein eindeutiges Maximum implizieren, also einen Vorschlag der allen anderen streng vorgezogen wird und zu dessen beiden Seiten die Bewertung stetig abnimmt. Diese Vorstellung geht davon aus, dass aus der Sicht des Wählers Tradeoffs zwischen politischen Vorschlägen existieren, die eine Logik nach dem ‚mehr ist besser‘ Prinzip von vornherein ausschließen. Am einfachsten lässt sich dies veranschaulichen, wenn man berücksichtigt, dass mit politischen Maßnahmen in der Regel Kosten verbunden sind, die der Staat an den Wähler in Form von Steuererhöhungen zurückgibt. Sobald man unterstellt, dass der Wähler diese Kosten in seine Bewertung mit einbezieht, wird die Abwägung klar, die er vornehmen muss zwischen seiner präferierten politischen Richtung (zum Beispiel Ausweitung des Naturschutzes) und den zusätzlichen Kosten, die sich damit ergeben (meist nicht nur monetärer Art). Auch die Beibehaltung des Status quo stellt unter diesen Umständen eine sinnvolle Alternative dar.

Es zeigt sich also auch intuitiv, dass RM-Issues starke Ähnlichkeit mit Valenz-Issues besitzen, da beide im Gegensatz zu klassischen Positions-Issues die Kostenseite ausblenden und damit entweder unterstellen, dass Kosten vernachlässigbar sind (beispielsweise bei ethischen Fragen) oder Wähler keine direkten Rückwirkungen ihrer präferierten Politik auf ihre individuelle Lage sehen, zumindest keine negativen. Inwiefern die eine oder andere Sichtweise gerechtfertigt ist, lässt sich letztlich nur empirisch bestimmen.

1.6 Forschungsfragen

Die Frage nach der Gültigkeit des RM-Modells gegenüber dem Distanzmodell wie sie in der Literatur erörtert wird und wie sie auch Gegenstand des zweiten Teils dieser Arbeit ist, dreht sich also ganz zentral um die Natur von Issues. In Bezug auf die eingangs von Abschnitt 1.5 erwähnte Trennung zwischen individuellen und parteispezifischen Faktoren beruhen die Analysen im zweiten Teil dieser Arbeit eindeutig auf der Betrachtung individueller Unterschiede in der Interpretation von Issues.⁷² Eine Überlegenheit des Distanzmodells würden wir in diesem Zusammenhang als Bestätigung des klassischen Positions-Issue Konzepts auffassen. Eine bessere Performanz des RM-Modells

⁷² Alternativenspezifische d.h. parteispezifische Unterschiede in der Erklärungskraft beider Modelle (Merrill, Grofman 1999, Hinich, Henning, Shikano 2004) werden hier nicht berücksichtigt.

würde dagegen auf eine stark valenz-orientierte Issue-Interpretation hinweisen. Welches Modell sich insgesamt als überlegen erweist, sollen die folgenden Untersuchungen zeigen.

Besondere Beachtung verdient hierbei das Matthews-Modell.⁷³ Da es sich bei diesem Modell, wie bereits gesehen, ebenfalls um ein Distanzmodell handelt, kommt ihm die Rolle einer echten Alternative zum klassischen Distanzmodell zu. Das Matthews-Modell stellt also einen willkommenen Herausforderer dar: Eine Verwirklichung des Distanzmodells unter (formal) stark eingeschränkten Bedingungen. Inwiefern die Annahmen eines geschrumpften Policy-Raums aufgrund imperfekter Kommunikation und mangelnder politischer Mobilität der Parteien gerechtfertigt sind, werden die späteren Tests erweisen.

Zweiter Teil

Bevor wir zu einem empirischen Test der einzelnen Modelle kommen, soll zunächst der Forschungsstand auf diesem Gebiet berücksichtigt werden. Bisherige Überprüfungen räumlicher Modelle drehten sich fast ausschließlich um Distanz- und RM-Modell. Wie sich zeigen wird, fallen die Befunde zur Überlegenheit des einen oder anderen Modells sehr heterogen aus, was zu intensiven Debatten über die Angemessenheit der jeweils verwendeten Operationalisierungen und Analyseverfahren geführt hat. Eine Durchsicht der wesentlichen Probleme und Kritikpunkte (vgl. Abschnitte 2.1.1 & 2.1.2) wird uns schließlich zur Formulierung eines in diesem Zusammenhang neuartigen Untersuchungsansatzes führen, der die wesentlichen Nachteile bisheriger Ansätze umgeht und damit einen valideren Test von RM- und Distanzmodell ermöglicht (vgl. Abschnitt 2.2).

2.1 Empirische Befunde zu Distanz und RM-Modell

Seit der Einführung des RM-Modells haben sich zahlreiche Forschungsbeiträge mit dessen Überprüfung beschäftigt. Die wesentlichen Befunde dieser Studien sollen hier präsentiert und anschließend diskutiert werden. Insgesamt ähneln sie sich stark in Aufbau und Vorgehensweise. Aufgrund dieser quasi Standardisierung bietet sich eine tabellarische Zusammenfassung der Literatur an. Sie ermöglicht einerseits einen besseren Über-

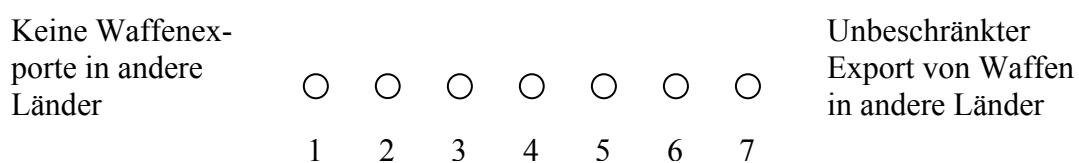
⁷³ Außer im Rahmen des Unified Model von Merrill und Grofman (1999) gibt es bisher keine empirische Anwendung des Matthews-Modells zur Vorhersage von Wählerpräferenzen.

blick und erspart dem Leser andererseits die ermüdende Durchsicht stereotyper, verbaler Darstellungen.

Tabellen 1A und 1B geben den Stand der Literatur wieder. Die aufgeführten Studien befassen sich sämtlich mit der Überprüfung von RM- und Distanzmodell, anhand von Umfragedaten aus Wahlstudien verschiedener Länder. Zentrale Modellvariablen sind dabei stets die Selbstplatzierungen der Befragten, sowie die wahrgenommenen Positionen der Parteien auf einer Reihe von politischen Issues. Die Zahl der betrachteten Issues schwankt je nach Studie zwischen vier und ca. zehn, wobei Links-Rechts Einstufungen (so genannte Ideologie-Messungen) gewöhnlich ebenfalls als Issue berücksichtigt werden. Die Größe der Issue-Skalen liegt zwischen sieben und elf Punkten, wobei die Endpunkte jeder Skala mit Beschreibungen zweier gegensätzlicher politischer Maßnahmen versehen sind wie in Abbildung 13 dargestellt.

Diese Skalenwerte bilden die Datengrundlage zur Modellierung der Nutzenbewertungen einzelner Parteien bzw. Kandidaten. Abhängige Variablen in den Analysen sind entweder die allgemeinen Bewertungen von Parteien bzw. Kandidaten oder die konkrete Wahlentscheidung. Wie man aus den Tabellen sieht, sind Parteibewertungen das häufigste Explanandum empirischer Studien. Da beide Modelle Aussagen über die gesamte Präferenzordnung eines Wählers machen und nicht bloß über seine Erstpräferenz, bieten Parteibewertungen bessere Voraussetzungen für einen Modelltest als die Wahlentscheidung (vgl. Rabinowitz, Macdonald 1998, Westholm 2001).⁷⁴ Gemessen wurden diese Bewertungen mit einfachen Rating-Skalen („Feeling Thermometer“ bzw. „Skalometer“), auf denen höhere Werte bessere Bewertungen bedeuten.

Abbildung 13. Beispiel einer typischen Issue-Skala



⁷⁴ Hinzu kommt das Problem, dass die Wahlentscheidung nicht der beste Indikator für die Erstpräferenz eines Wählers sein muss. Theorien des strategischen Wählens gehen explizit davon aus, dass ein Wähler, dessen erstpräferierte Partei chancenlos ist, sich für die Wahl einer weniger präferierten, aber aussichtsreicheren Partei entscheidet (Cox 1997).

Die übliche Vorgehensweise besteht nun darin, aus den gemessenen Issue-Variablen die jeweiligen Nutzenwerte jedes Befragten für alle betrachteten Parteien zu errechnen, diese anschließend an die beobachteten Parteibewertungen anzupassen und zu ermitteln, welches Modell die bessere Anpassung erzielt. Die dabei verwendeten Analysemethoden sind in Tabellen 1A und 1B aufgeführt. Die Analysebefunde in der letzten Spalte geben das Fazit der jeweiligen Autoren wieder. Sofern nicht jedes Analyseergebnis von den Autoren kommentiert wurde, entspricht die jeweilige Eintragung dem Fazit, wie es sich mir nach eigener Durchsicht der Ergebnisse offenbart.

Tabelle 1.A Empirische Überprüfungen von Distanz und RM-Modell

Studie	Länder	Jahre	Distanz	Positionen	Explanandum	Methode	Befund
Rabinowitz, Macdonald (1989)	USA	72 - 84	euklid.	mittlere	Supp(Skalo)	Lin. Reg.	RM
Macdonald, Listhaug, Rabinowitz (1991)	Nor.	89	euklid.	mittlere	Supp(Skalo)	Pooled Reg.	RM
Macdonald, Rabinowitz, Listhaug (1995)	USA	88	euklid.	mittlere	Supp(Skalo)	Lin. Reg.	RM
	Nor.	89	euklid.	mittlere	Supp(Skalo)	Lin. Reg.	RM
Merrill (1995)	USA	84, 88	euklid.	indiv.	Supp(Skalo)	Lin. Reg.	ausgegl.
				mittlere indiv.	Pref(Δ Skalo)		RM D
Maddens (1996)	Bel.	91	euklid.	mittlere	Supp(Wahl)	Bin. Logit	ausgegl.
Krämer, Rattinger (1997)	USA	68 - 92	euklid.	indiv.	Supp(Skalo)	Lin. Reg.	D
				mittlere			RM
	D(W)	90, 91, 92	euklid.	indiv.	Supp(Skalo)	Lin. Reg.	D
Westholm (1997)	Nor.	89	c-b	indiv.	Pref(Δ Skalo)	Pooled Reg.	ausgegl.
				mittlere			RM
				indiv.			D
				mittlere			D
			quadr.	indiv.	Supp(Skalo)	Pooled Reg.	D
				mittlere			D
			c-b	indiv.			D
			euklid.	mittlere			RM
Gilljam (1997a)	Swd.	79, 82, 85, 88, 92	k.A.	indiv.	Supp(Skalo)	Lin. Reg.	D
				mittlere			RM
	Nor.	89		indiv.	Supp(Skalo)	Lin. Reg.	RM
Pierce (1997)				mittlere			RM
	USA	88	quadr.	indiv.	Supp(Skalo)	Lin. Reg.	ausgegl.
				mittlere			RM
	F	88	quadr.	indiv.	Supp(Skalo)	Lin. Reg.	RM
				mittlere			RM
Aarts, Macdonald, Rabinowitz (1999)	Nied.	71, 86, 94	c-b	mittlere	Supp(Skalo)	Lin. Reg. Pooled Reg.	RM RM
Westholm (2001)	Nor.	89	c-b	indiv.	Pref(Δ Skalo)	Pooled Reg.	D
					Pref(Wahl)	Cond. Logit	D
Maddens, Hajnal (2001)	Bel.	91, 95	euklid.	indiv. mittlere	Supp(Wahl)	Bin. Logit	RM RM
Blais, Nadeau, Gidengil, Nevitte (2001)	Can.	97	c-b	indiv.	Pref(Δ Skalo)	Pooled Reg.	D
Cho, Endersby (2003)	GB	87, 92, 97	quadr.	indiv.	Supp(Skalo)	Ordin. Logit	ausgegl.

Tabelle 1.B Empirische Überprüfungen gemischter (RM-Distanz-)Modelle

Studie	Länder	Jahre	Distanz	Positionen	Explanandum	Methode	Befund
Rabinowitz, Macdonald (1989)	USA	72 - 84	quadr.	mittlere	Supp(Skalo)	Lin. Reg.	ausgegl.
Macdonald, Rabinowitz (1993)	USA	72 - 88	quadr.	mittlere	Supp(Skalo)	Lin. Reg. Pooled Reg.	RM RM
Iversen (1994)	Nied. Dän. GB Bel. D	79	quadr.	mittlere	Pref(Wahl)	Cond. Logit	RM
					Pref(Wahl)	Cond. Logit	RM
					Pref(Wahl)	Cond. Logit	D
					Pref(Wahl)	Cond. Logit	D
					Pref(Wahl)	Cond. Logit	RM
Merrill, Grofman (1997)	USA	80 - 92	quadr.	indiv.	Supp(Skalo)	Nonlin. Reg.	RM
Dow (1998)	USA	80 - 92	quadr.	indiv. mittlere	Supp(Skalo)	Nonlin. Reg.	D D
Aarts, Macdonald, Rabinowitz (1999)	Nied.	71, 86, 94	quadr.	mittlere	Supp(Skalo)	Pooled Reg.	RM
Lewis, King (1999)	Nor.	89	quadr.	indiv. mittlere	Supp(Skalo)	Pooled Reg.	RM RM
Merrill, Grofman (1999)	USA	80 - 96	quadr.	indiv. mittlere	Supp(Skalo)	Nonlin. Reg.	RM RM
				indiv.	Pref(Wahl)	Bin. Logit	D
	Nor	89, 93		indiv.	Pref(Wahl)	Cond. Logit	D
	F	88		indiv.	Pref(Wahl)	Cond. Logit	D
Adams, Merrill (1999)	Nor.	89	quadr.	mittlere	Pref(Wahl)	Cond. Logit	D
Johnston, Fournier, Jenkins (2000)	Can.	93, 97	quadr.	indiv. mittlere	Supp(Skalo)	Pooled Reg.	D D
Hinich, Henning, Shikano (2004)	D(W) D(O)	02	quadr.	indiv.	Pref(Wahl)	Cond. Logit	D ausgegl.

Anmerkungen:

Positionen indiv. Individuell wahrgenommene Parteipositionen
 mittlere Mittlere Parteipositionen

Explanandum Supp(Skalo) – Support-Curve Analyse; Skalometerwerte als abhängige Variable
 Supp(Wahl) – Support-Curve Analyse; Wahl von Partei X vs. Nichtwahl von Partei X als abhängige Variable
 Pref(Δ Skalo) – Preference-Curve Analyse; Skalometerdifferenzen als abhängige Variable
 Pref(Wahl) – Preference-Curve Analyse; Parteiwahl als abhängige Variable

Die Parteipositionen bei Iversen (1994) entsprechen nicht den mittleren Positionen über Wähler hinweg, sondern wurden aus den Selbstpositionierungen von Parteifunktionären gebildet.

Für die Studien von Merrill und Grofman (1999) wurden aus Gründen der Vergleichbarkeit nur die Befunde der Schätzung eines gemischten RM-Distanz-Modells vom Iversen-Typ berücksichtigt. Die Ergebnisse der Schätzungen des Unified Model sind nicht angegeben.

Wie man sieht, unterscheiden sich die Studien hinsichtlich der Spezifikation des Distanzmodells, wobei am häufigsten auf die quadrierte euklidische Distanz zurückgegriffen wird. Die Wahl einer bestimmten Metrik wird in der Regel nicht näher begründet. Anwendungen der euklidischen Metrik sind aufgrund der Abhängigkeit der Issue-spezifischen Teilnutzen stets auf die Überprüfung so genannter Komposit-Nutzenterme, in die alle Issue-spezifischen Teilnutzen mit der gleichen Gewichtung eingehen, beschränkt (Thurner 1996). Quadrierte Distanz und City-Block Metrik erlauben dagegen die empirische Schätzung der relativen Issue-Gewichte aus den Daten.⁷⁵

Die in der Literatur verwendeten Analysemodelle sind üblicherweise Linearkombinationen der beiden räumlichen Modelle, gegebenenfalls unter Berücksichtigung weiterer Drittvariablen wie Parteiidentifikation, sozialer Schicht, etc. Allgemein lassen sie sich als Spezialfälle des folgenden Analysemodells auffassen:

$$B_{ik} = \alpha + \alpha_i + \alpha_k + \beta^D U_{ik}^D + \beta^{RM} U_{ik}^{RM} + \sum_{c=1}^C \gamma_c x_{ic} + \varepsilon_{ik}$$

Dabei bezeichnet B_{ik} die individuelle Bewertung eines Wählers i bezüglich Partei k . Diese lässt sich zunächst in drei Konstanten zerlegen: eine globale Konstante α , die für alle Wähler gleich ist, eine wählerspezifische Konstante α_i , die die mittlere Abweichung eines Wählers i über alle k Bewertungen zur globalen Konstante α angibt und eine parteispezifische Konstante α_k , die die mittlere Abweichung der Bewertung einer Partei k über alle Wähler hinweg zur globalen Konstante α angibt. Als nächstes werden die räumlichen Modellnutzen U_{ik} zur Vorhersage herangezogen, wobei die Superskripte D und RM auf die jeweiligen Modelle verweisen. Die beiden β -Parameter geben die relative Stärke des Einflusses der beiden Modelle auf die Gesamtbewertung wieder.⁷⁶ An-

⁷⁵ Die Schätzung issue-spezifischer Nutzegewichte im euklidischen Distanzmodell würde allerdings die Anwendung nichtlinearer Schätzverfahren erfordern, die verhältnismäßig schwer zu implementieren sind.

⁷⁶ Manche Autoren verwenden gemischte Modelle vom Iversen-Typ (Abschnitt 1.4.2) (z.B. Iversen 1994, Merrill, Grofman 1999, Adams, Merrill 1999, Hinich, Henning, Shikano 2004). In diesen Studien werden die beiden Linearkombinationen der Nutzenterme in der Mitte der Gleichung entsprechend durch das Mischmodell ersetzt z.B.:

$$B_{ik} = \alpha + \alpha_i + \alpha_k + \left[(1 - \beta) U_{ik}^{RM} - \beta U_{ik}^D \right] + \sum_{c=1}^C \gamma_c x_{ic} + \varepsilon_{ik}$$

Die relative Stärke von Distanz- und RM-Modell lässt sich dann anhand des Mischparameters β bestimmen. Andere Autoren verwenden gemischte Modelle in Form der ausmultiplizierten quadrierten Distanz (Rabinowitz, Macdonald 1989, Aarts, Rabinowitz, Macdonald 1999):

schließlich wird noch eine Reihe von C Kontrollvariablen x_{ic} berücksichtigt, die ebenfalls einen Einfluss auf die individuelle Parteienbewertung haben können, beispielsweise Parteiidentifikation, soziale Schicht, etc. Der Parameter γ_c gibt dabei die Effektstärke der Kontrollvariable an. Zuletzt wird ein Fehlerterm ε_i addiert, von dem angenommen wird, dass er – abhängig vom jeweiligen statistischen Modell – eine Normal- bzw. Extremwertverteilung annimmt.⁷⁷ In der obigen Notation wird unterstellt, dass alle Issue-spezifischen Teilnutzen dasselbe Gewicht besitzen. Die relativen Gewichte der Teilnutzen können aber auch variieren:

$$B_{ik} = \alpha + \alpha_i + \alpha_k + \sum_{j=1}^J \beta_j^D u_{ijk}^D + \sum_{j=1}^J \beta_j^{RM} u_{ijk}^{RM} + \sum_{c=1}^C \gamma_c x_{ic} + \varepsilon_{ik}$$

In dieser Formulierung geben die β -Parameter nicht mehr den Gesamteffekt eines Modells auf die Parteienbewertung, sondern den Teileffekt des Nutzens auf dem jeweiligen Issue j an. Die Verwendung konstanter oder Issue-spezifischer Gewichte ändert den generellen Befund in der Regel nicht, weshalb von einer entsprechenden Unterscheidung in Tabellen 1A und 1B abgesehen wurde.

Zunächst muss angemerkt werden, dass die obigen Gleichungen in erster Linie der Veranschaulichung der allgemeinen Vorgehensweise in der Literatur dienen. Meist werden beispielsweise Distanz- und RM-Modell nicht simultan in ein Analysemodell aufgenommen, sondern getrennt an die Daten angepasst (Rabinowitz, Macdonald 1998, Macdonald, Rabinowitz, Listhaug 1995, Krämer, Rattinger 1997, Gilljam 1997a). Keines der verwendeten Analysemodelle besitzt zudem den Allgemeinheitsgrad der oben angeführten Modelle, vielmehr stellen sie Spezialfälle dieser ausführlichen Modelle dar. Die Verwendung von Konstanten unterscheidet sich beispielsweise stark. Parteispezifische Konstanten werden häufig – vor allem von Macdonald und Rabinowitz – verwendet, wohingegen individualspezifische Konstanten eher selten berücksichtigt werden (West-

$$B_{ik} = \alpha + \alpha_i + \alpha_k + \left[\beta^L \sum_{j=1}^J (v_{ij}^2 + p_{ijk}^2) - \beta^{SP} 2 \sum_{j=1}^J v_{ij} p_{ijk} \right] + \sum_{c=1}^C \gamma_c x_{ic} + \varepsilon_{ik}$$

In diesen Modellen gibt das Verhältnis von β^L zu β^{SP} den Einfluss des Distanzmodells an: Für $\beta^L = 0$ und $\beta^{SP} > 0$ haben die quadrierten euklidischen Längen von Wähler und Parteivektor keinen Einfluss auf die Bewertung. Parteibewertungen folgen in diesem Fall ausschließlich dem Skalarprodukt (RM-Modell). Für den Fall $\beta^L = \beta^{SP}$ folgen Parteibewertungen entsprechend ausschließlich dem Distanzmodell.

⁷⁷ Lineare Regressionsmodelle unterstellen eine Normalverteilung von ε , logistische Regressionsmodelle (auf die abhängige Variable Wahlentscheidung) dagegen eine Extremwertverteilung (Greene, 2000).

holm 1997, 2001). Zur Problematik bei der Verwendung von Konstanten sei der Leser auf Abschnitt 2.1.2 verwiesen.

Was die Kontrolle von Drittvariablen angeht, so berücksichtigen manche Studien demografische Merkmale (Macdonald, Listhaug, Rabinowitz 1991, Krämer, Rattinger 1997, Maddens, Hajnal 2001) oder Parteiidentifikation (Krämer, Rattinger 1997, Merrill und Grofman 1999, Blais et al. 2001, Cho, Endersby 2003). In vielen Studien werden keine Kontrollvariablen hinzugezogen (Iversen 1994, Merrill 1995, Gilljam 1997a, Pierce 1997, Westholm 1997, Dow 1998, Lewis, King 1999, Johnston et al. 2000). Für einen empirischen Test der konkurrierenden Modelle sollte die Kontrolle von Drittvariablen eher zweitrangig sein (vgl. Westholm 2001, S. 448). Drittvariablen sollten vielmehr dann berücksichtigt werden, wenn es um die Frage geht, *ob* Distanz- oder RM-Modell einen Einfluss auf Parteibewertungen haben. Dieser Einfluss steht jedoch außer Frage. Unser vorrangiges Interesse gilt der *relativen* Stärke des Einflusses beider Modelle. Solange Drittvariablen nicht unterschiedlich stark mit den Nutzenwerten der Modelle korrelieren, sollte sich ihr Einfluss auf beide Modelle gleichermaßen auswirken. Es besteht kein Grund zur Annahme, dass Distanz- oder RM-Modell unterschiedlich stark mit Variablen wie Parteiidentifikation oder sozialer Schicht korrelieren (Westholm 1997, S. 874). Beide Modelle sind rein policy-basiert und somit *theoretisch* unabhängig von nicht policy-basierten Drittvariablen. Sofern also eine statistische Korrelation zwischen den Modellen und nicht policy-basierten Drittvariablen besteht, sollte sie beide Modelle in derselben Weise betreffen.⁷⁸ Von einer gesonderten Darstellung weiterer Kontrollvariablen wird aus den oben genannten Gründen abgesehen.

Zum näheren Verständnis der vorgestellten Ergebnisse in Tabellen 1A und 1B, müssen allerdings zwei wichtige und mitunter sehr umstrittene Punkte diskutiert werden, die eng mit der Frage nach der Überlegenheit des einen oder anderen Modells zusammenhängen. Dies sind zum einen die Operationalisierung der wahrgenommenen Parteiposi-

⁷⁸ Ein zweiter Grund zur Kontrolle von Drittvariablen liegt in der Annahme von Interaktionen mit den beiden Modellen, d.h. dass sich die relative Erklärungskraft der Modelle zwischen Subpopulationen unterscheidet. Politische Bildung („Political Sophistication“) ist die einzige Variable, für die in der Literatur ein solcher Zusammenhang unterstellt wird. Die entsprechende Hypothese besagt, dass das RM-Modell eher die Bewertungen von Personen mit geringerem politischem Interesse abbildet, das informationell anspruchsvollere Distanzmodell dagegen eine höhere politische Bildung voraussetzt (Macdonald, Rabinowitz, Listhaug 1995, Merrill 1995, Maddens, Hajnal 2001). Da die Ergebnisse der wenigen Studien, die sich mit dieser Frage auseinander setzen, sehr uneindeutig ausfallen, wurde auf eine gesonderte Darstellung in Tabellen 1A und 1B verzichtet.

tionen, zum anderen die Frage nach der Analyse von Präferenzfunktionen gegenüber „Support“-Funktionen.

2.1.1 Wahrgenommene Parteipositionen

Das wahrscheinlich am meisten diskutierte Thema in der empirischen Literatur zu räumlichen Modellen ist die Verwendung von mittleren Parteipositionen gegenüber tatsächlich wahrgenommenen Positionen (Gilljam 1997a, 1997b, Macdonald, Rabinowitz, Listhaug 1997, Macdonald, Rabinowitz 1997, Pierce 1997, Westholm 1997, Merrill, Grofman 1997b). Macdonald und Rabinowitz Analysen beruhen sämtlich auf der Verwendung mittlerer Parteipositionen, d.h. die Position einer Partei k auf einem Issue j entspricht dem Mittelwert der wahrgenommenen Positionen dieser Partei über alle Wähler. Damit ist die Issue-Position einer Partei für alle Wähler dieselbe und lediglich die individuellen Wählerpositionen sorgen noch für Unterschiede in den Nutzenbewertungen.

Macdonald und Rabinowitz begründen dieses auf den ersten Blick kontraintuitive Vorgehen damit, dass räumliche Modelle im Allgemeinen eine *einzig*e Parteiposition im Issue-Raum voraussetzen (vgl. Davis, Hinich, Ordeshook, 1970). Als Modelle des Parteienwettbewerbs können sie nur zu sinnvollen Aussagen kommen, wenn jede Partei von der gesamten Wählerschaft auf einer objektiven Position wahrgenommen wird (Rabinowitz, Macdonald, Listhaug 1997, S. 13). Insbesondere das Medianwähler-Theorem basiere auf der fundamentalen Annahme, dass alle Parteien auf je eine Position im Issue-Raum beschränkt sind (ebd. S. 13).

Diese Feststellung ist im Prinzip richtig, sofern es um die Modellierung des *Parteienwettbewerbs* geht. Sie kann aber nur schwerlich als Begründung für die Verwendung mittlerer Parteiplazierungen bei der Vorhersage individueller *Parteibewertungen* dienen. Natürlich basieren räumliche Modelle des Parteienwettbewerbs auf der Annahme objektiver Parteipositionen. Da die individuell wahrgenommenen Positionen der Parteien in Umfragen offensichtlich variieren, also eine Verteilung beschreiben, liegt es nahe zur Bestimmung der objektiven Parteipositionen auf Maße wie den Mittelwert, Modus oder Median dieser Verteilungen zurück zu greifen.⁷⁹ Ziel der Studien von Rabinowitz

⁷⁹ Westholm (1997) weist darauf hin, dass der Mittelwert nicht die beste Schätzung der objektiven Parteipositionen sein muss. Geht man nämlich davon aus, dass uninformierte Wähler lediglich zufällige Schätzungen der Parteipositionen abgeben mit Mittelwert null, d.h. im Zentrum der Skala, dann sind mittlere Parteipositionen verzerrte Schätzungen der wahren Positionen, denn sie liegen generell zu nahe bei null.

und Macdonald ist indes nicht die Modellierung von Parteistrategien, sondern es geht ihnen darum, herauszufinden, welcher Mechanismus die Bewertungen von Parteipattformen besser abbildet. Zu diesem Zweck scheint die Verwendung „objektiver“ Parteipositionen unnötig, wenn nicht sogar unzulässig, denn die mittlere Position einer Partei ist eine Größe, die der normale Wähler in der Regel nicht kennt (Merrill, Grofman 1997b, S. 57). Entscheidend für die Bewertung einer Partei sind in beiden Modellen die *intrasubjektiven* Distanzen bzw. Richtungen von Wähler und Partei. Dies setzt keine einheitliche Wahrnehmung von Parteipositionen voraus.⁸⁰ Merrill und Grofman (1997b, S. 57) bemerken außerdem, dass selbst wenn alle Wähler die objektiven Parteipositionen kennen würden, allein durch Interpretationsunterschiede bezüglich der Skalenwerte immer noch Abweichungen in den Messungen der Parteipositionen zustande kommen könnten. In diesem Fall würde die Verwendung mittlerer Plazierungen bei der Vorhersage von Parteibewertungen keine Bereinigung, sondern eine Verzerrung der Ergebnisse mit sich bringen.

Ein zweites, plausibleres Argument für die Verwendung mittlerer Plazierungen stellen so genannte Projektionseffekte dar (Rabinowitz, Macdonald, Listhaug 1997, Gilljam 1997b, Merrill, Grofman 1999). Diese Effekte treten auf, wenn Befragte eine Partei, die sie aus nicht policy-basierten Gründen bevorzugen, auf einem Issue *näher* an ihrer eigenen Idealposition platzieren als unter reinen Policy-Gesichtspunkten (Macdonald, Rabinowitz, Listhaug 1998, S. 672, Merrill, Grofman 1999, S. 179).⁸¹ Projektionseffekte stellen insofern ein Problem dar, als sie die Güte der Vorhersagen des Distanzmodells verbessern, des RM-Modells dagegen nicht. Wenn also individuelle Plazierungen dahingehend verzerrt sind, dass Parteien, die aus nicht policy-basierten Motiven beliebter sind, näher an der eigenen Position verortet werden, dann bevorzugt die Verwendung individueller Plazierungen das Distanzmodell. Zur Korrektur solcher Effekte schlagen Rabinowitz und Macdonald die Verwendung mittlerer Plazierungen vor.

⁸⁰ Ob Parteipositionen von allen Wählern einheitlich wahrgenommen werden, ist eine Frage, die allgemein auf die Nützlichkeit räumlicher Bewertungsmodelle zur Erklärung von Parteistrategien abzielt. Auch unter der Annahme von Wahrnehmungsunterschieden seitens der Wähler halten es Merrill und Grofman (1997b) jedoch für absurd, davon auszugehen, dass Positionswechsel von Parteien keine systematischen Verschiebungen in der *Verteilung* dieser Wählerwahrnehmungen nach sich ziehen würden (ebd. S. 57).

⁸¹ Beispielsweise könnte ein Befragter, der in Umweltfragen eine mittlere Position einnimmt, den Grünen Politiker Fischer aber sehr schätzt, dessen Partei auf einem Umwelt-Issue weiter in der Mitte positionieren als dies der umweltorientierten Politik dieser Partei entsprechen würde.

Gilljam (1997, S. 8) stellt jedoch fest, dass diese Vorgehensweise nicht nur Projektionseffekte ausgleicht, sondern zusätzlich das Distanzmodell benachteiligt. Da die mittleren Plazierungen einzelner Parteien praktisch nie einen ganzzahligen Wert annehmen, kann die individuelle Issue-Distanz entsprechend nie null sein. Da sie ebenfalls nur selten Werte an den Endpunkten der Skalen annehmen, kann die Distanz auch fast nie maximal sein.⁸² Merrill (1995, S. 276f.) weist ebenfalls darauf hin, dass das RM-Modell weniger anfällig für Positionsänderungen ist als das Distanzmodell: Hierzu stelle man sich einen Wähler und eine Partei vor, beide mit identischen Positionen auf den Extremwerten einer Issue-Skala, zum Beispiel auf dem Wert drei. Der vorhergesagte Modellnutzen wäre für beide Modelle maximal. Die Verwendung der mittleren Parteiposition, welche beispielsweise auf dem Wert eins liegt, sorgt nun für eine Verringerung beider Modellnutzen, aber mit dem Unterschied, dass der RM-Nutzen des Wählers immer noch größer wäre als der jedes anderen Wählers auf anderen Positionen. Dasselbe gilt aber offensichtlich nicht für den Distanznutzen.

Zahlreiche Studien haben zudem die Auswirkungen von mittleren Plazierungen auf die Vorhersagekraft des Distanzmodells untersucht (z.B. Gilljam 1997a, Krämer, Rattinger 1997, Lewis, King 1999, Johnston et al. 2000, Maddens, Hajnal 2001). Sie kommen ausnahmslos zu dem Ergebnis, dass das Modell unter diesen Bedingungen schlechter abschneidet. Da es scheinbar Gründe gibt, die sowohl für als auch gegen eine Verwendung individueller Plazierungen sprechen, liegt die Schwierigkeit darin, abzuwägen, welche Vorgehensweise zu einer geringeren Verzerrung führt.

Mittlere Plazierungen sorgen praktisch per Definition für eine Überlegenheit des RM-Modells. Gleichzeitig ist es fraglich ob die Verwendung mittlerer Parteipositionen tatsächlich eine Korrektur möglicher Projektionseffekte bietet (Gilljam 1997, S. 9). Individuelle Plazierungen erhöhen dagegen die Performanz beider Modelle, d.h. beide Modelle erklären mehr Varianz unter der Verwendung individueller Plazierungen als unter der Verwendung mittlerer Plazierungen (Krämer, Rattinger 1997, Pierce 1997, Westholm 1997). Darüber hinaus sind sie auch theoretisch vereinbar mit einer Vorstellung, dass der einzelne Wähler sich bei seiner Urteilsbildung an den Politikplattformen orientiert,

⁸² Zwar könnte solchen künstlichen „Zensuren“ der Daten bei der Interpretation der Ergebnisse Rechnung getragen werden: Durch die „Zensur“ des Distanznutzens, sollte dessen Effekt auf die Parteibewertungen allgemein *überschätzt* werden (King, Keohane und Verba, 1994, S. 165). Dies gilt allerdings nur, solange alle übrigen Werte der unabhängigen Variablen unverändert bleiben, was bei der Verwendung mittlerer Plazierungen nicht der Fall ist.

wie sie sich für *ihn* darstellen.⁸³ Die Frage ist, ob Projektionseffekte tatsächlich ein derart schwerwiegendes Problem darstellen wie Rabinowitz und Macdonald behaupten. In theoretischer Hinsicht scheinen Projektionseffekte zunächst nur mit dem Distanzmodell vereinbar zu sein: Nähe verursacht in politischen Sachfragen keine positive Bewertung, sondern Nähe in Sachfragen folgt aus positiver Bewertung. Trotzdem operiert in beiden Fällen ein psychologischer Distanzmechanismus.⁸⁴ Westholm (1997, S. 871) hält es für inkonsistent, wie Rabinowitz und Macdonald davon auszugehen, dass Wähler nach dem Distanzprinzip projizieren, aber nach dem Prinzip von Richtung und Intensität bewerten. Er kommt daher zu dem Schluss, dass Projektion auch bei RM-Wählern existieren müsse: Wenn Projektion letztlich nichts anderes bedeutet als die Anpassung von Kognition an Evaluation, dann sollte der unterstellte Bewertungsprozess lediglich *umgekehrt* verlaufen, nicht aber nach einem anderen Prinzip. Es macht psychologisch schlicht keinen Sinn anzunehmen, ein Wähler, der Bewertungen anhand von Richtung und Intensität vornimmt, projiziere auf der Basis von Distanz. Vielmehr sollten seine Projektionen einer umgekehrten RM-Logik folgen, d.h. so wie ein Distanzwähler auf der Basis von Distanz projiziert, sollte ein RM-Wähler auf der Basis von Richtung und Intensität projizieren (ebd. S. 871). Für Westholm stellt Projektion somit ein absolutes und kein relatives Phänomen dar, das nicht von der Verwendung individueller Plazierungen abhalten sollte.

Auf empirischer Seite gab es einige Versuche, das Ausmaß an Projektion in den gemessenen Parteiplazierungen abzuschätzen (Merrill 1995, Merrill, Grofman 1997, 1999, Johnston et al. 2000). Ausgangspunkt dieser Untersuchungen ist das von Markus und Converse (1979) entwickelte Modell zur Zerlegung der Varianz der Plazierungen auf einem Issue in einen systematischen Anteil – der das Ausmaß an Projektion angeben soll – und einen idiosynkratischen Anteil. Der systematische Anteil besteht aus der Differenz zwischen Wählerposition und mittlerer Parteienposition, sowie einem Indikator

⁸³ Die Annahme, der Wähler kenne die mittleren Parteipositionen auf sämtlichen Issues, wird in der Literatur generell als unrealistisch angesehen (Merrill, Grofman, 1997b, Comment, Gilljam 1997, Krämer, Rattinger 1997). Insbesondere im Zusammenhang mit dem RM-Modell, welches einen relativ uninformierten Wähler unterstellt, scheint die Annahme, jeder Wähler kenne die exakten ‚objektiven‘ Parteipositionen, hochgradig inkonsistent (Westholm 2001).

⁸⁴ Für eine Validierung des Distanzmodells stellen Projektionseffekte insofern kein Problem dar, weil sie generell mit einem distanzbasierten Bewertungsmechanismus vereinbar sind. Erst wenn man davon ausgeht, dass die Plazierungen von Parteien *vollständig* endogen, also durch non-policy Motive determiniert sind, verliert das Distanzmodell ebenso wie der gesamte policy-basierte Ansatz seine Relevanz.

der allgemeinen Bewertung der Partei (positiv vs. negativ). Projektion sollte auftreten, je besser eine Partei bewertet wird *und* je größer die Distanz zwischen der ‚objektiven‘ Parteiposition und der Position des Wählers ist. Das Ausmaß an Projektion folgt in diesem Modell also einer Interaktion von objektiver Distanz und Bewertung.⁸⁵ Formal notiert sich das Analysemodell wie folgt:⁸⁶

$$p_{ijk} = \alpha + \beta_1(v_{ij} - \bar{p}_{jk}) + \beta_2 e_{ik} + \beta_3 e_{ik}(v_{ij} - \bar{p}_{jk}) + \varepsilon_{ijk}$$

Dabei bezeichnet p_{ijk} die Positionierung von Partei k auf Issue j durch Wähler i , v_{ij} ist die Idealposition von i auf j , e_{ik} ist die Bewertung von k durch i . Mit \bar{p}_{jk} sei die mittlere Position von Partei k auf Issue j bezeichnet. Anpassungen dieses Modells an Umfragedaten aus den Vereinigten Staaten und Kanada ergaben, dass der Anteil erklärter Varianz durch Projektionseffekte sehr klein ist. Merrill (1995) und Merrill und Grofman (1999) schätzen ihn zwischen 6 und 18 Prozent ein, Johnston et al. kommen auf 4 bis 7 Prozent. Insgesamt kann der Anteil endogener Varianz in den Parteibewertungen damit als eher geringfügig eingeschätzt werden. Auf jeden Fall scheint angesichts dieser Befunde, sowie massiver theoretischer Inkonsistenzen, die Verwendung mittlerer Parteiplazierungen keine aussichtsreiche Strategie zur empirischen Überprüfung von RM- und Distanzmodell zu sein.⁸⁷

2.1.2 Präferenzen vs. Support

Neben der Frage nach der geeigneten Operationalisierung von Parteipositionen lassen sich empirische Überprüfungen von RM- und Distanzmodell auch hinsichtlich der gewählten Analysestrategie unterscheiden. Zwei Ansätze werden hier in der Literatur verfolgt, die sich mit Westholm (2001, S. 442) allgemein als „Preference-Curve“ und „Support-Curve“ Analysen bezeichnen lassen. Unter Präferenzfunktionen versteht er die relativen Bewertungen *aller* Parteien durch einen Wähler, ausgedrückt in einer ordinalen Rangfolge bzw. einer kardinalen Nutzenfunktion. Eine Unterstützungsfunktion gibt

⁸⁵ Im Gegensatz zu anderen Autoren greifen Merrill (1995) und Merrill und Grofman (1999, 1997) bei der Operationalisierung der Bewertungen nicht auf Parteiskalometer, sondern auf die Wahlentscheidung zurück, kommt damit aber zu substantiell gleichen Ergebnissen.

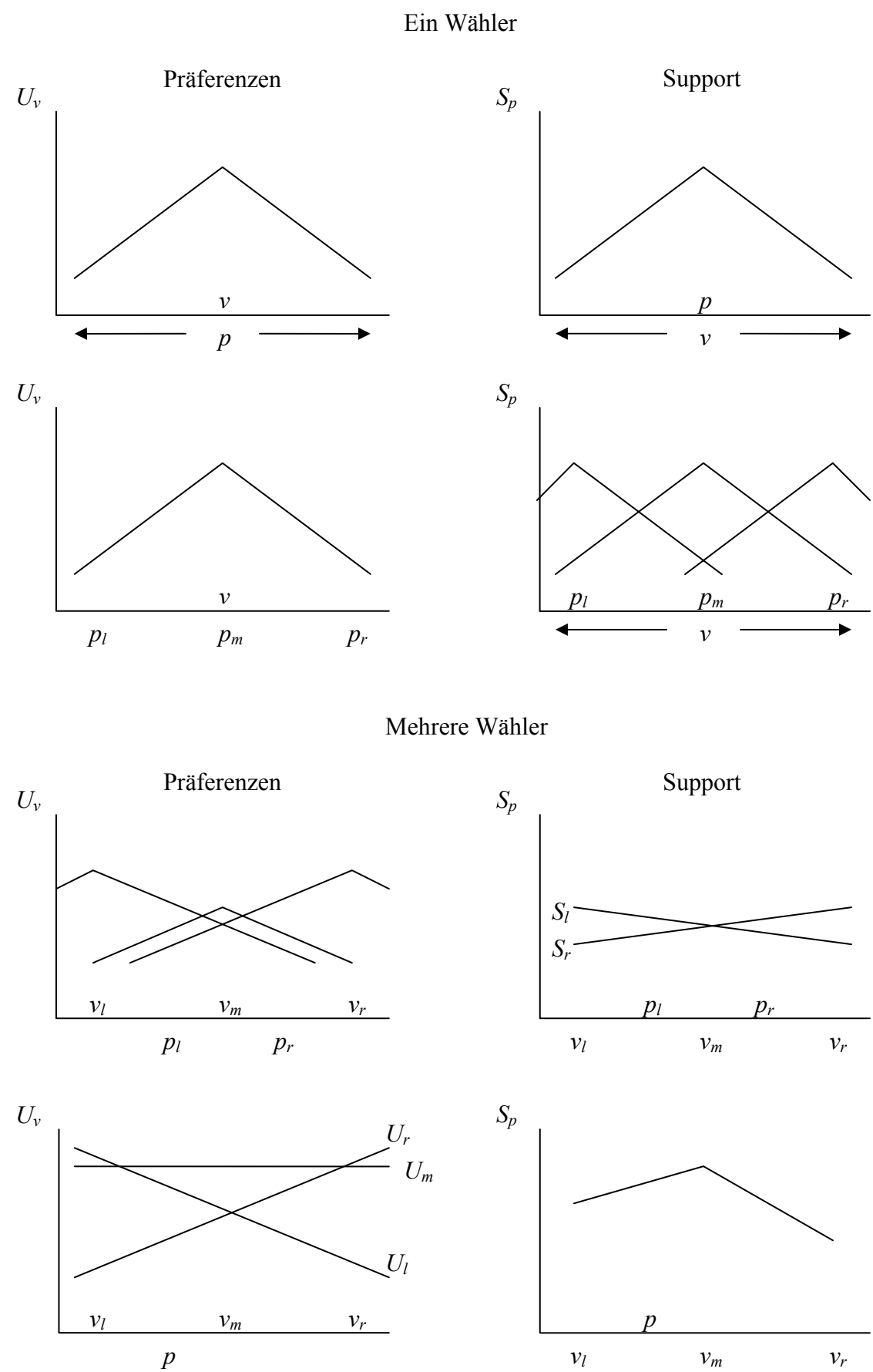
⁸⁶ Vgl. Johnston, Fournier und Jenkins (2000)

⁸⁷ Rabinowitz, Macdonald und Listhaug sind daher auch die einzigen überzeugten Befürworter dieser Forschungsstrategie. Andere Anwendungen mittlerer Plazierungen dienen in der Regel lediglich Vergleichszwecken (vgl. Merrill 1995, Krämer, Rattinger 1997, Gilljam 1997, Pierce 1997, Dow 1998, Lewis, King 1999, Johnston et al. 2000, Maddens, Hajnal 2001).

dagegen die Bewertung *einer* Partei über alle Wähler hinweg an. Im Gegensatz zu Präferenzfunktionen, bei denen die Wählerposition konstant gehalten wird und nur die Parteipositionen variieren, gehen Unterstützungsfunktionen von einer fixen Parteiposition aus und lassen die Positionen des Wählers variieren. Das Explanandum aller räumlichen Bewertungsmodelle sind letztlich Wählerpräferenzen, also die relativen Bewertungen von Parteien durch einen Wähler. Die Vorhersagen von Distanz- und RM-Modell sind entsprechend eingipflige Präferenzfunktionen in Abhängigkeit der Issue-Distanz und monotone Präferenzfunktionen in Abhängigkeit des Skalarprodukts. Beide Modelle liefern also eindeutige Aussagen über Präferenzfunktionen und lassen sich auch auf dieser Basis testen (ebd. S. 438).

Die Idee von Unterstützungsfunktionen verdankt ihre Prominenz den Arbeiten von Rabinowitz und Macdonald. Bereits vor der Einführung des RM-Modells stellte Rabinowitz (1978, S. 811) die Überlegung an, dass ein Präsidentschaftskandidat unter dem Distanzmodell die größte Unterstützung von Wählern erhalten sollte, die seiner Position am nächsten sind. In ihrer Einführung des RM-Modells stellen Rabinowitz und Macdonald (1989, S. 98) folgende Behauptung auf: „Traditional spatial theory predicts that support will peak at the candidate’s position and will decline as voters are located at an increasing distance from the candidate.” Sie unterstellen also, dass die Unterstützung einzelner Parteien im Distanzmodell demselben Muster folgt wie die individuellen Nutzenfunktionen. Jede der beiden Funktionen folgt notwendig aus der anderen, sie hängen direkt voneinander ab. Für das RM-Modell unterstellen sie dieselbe Abhängigkeit, d.h. monotone Unterstützungsfunktionen folgen aus monotonen Präferenzfunktionen. Diese Auffassung, wonach Unterstützungs- und Präferenzfunktionen analytisch im Grunde austauschbar sind, taucht explizit in vielen weiteren Veröffentlichungen der Autoren auf (Listhaug, Rabinowitz und Macdonald 1994, S. 122, Macdonald und Rabinowitz 1993, S. 69, Aarts, Macdonald und Rabinowitz 1999, S.70) und wurde ebenfalls von anderen aufgegriffen (Merrill 1995, Merrill und Grofman 1999, Granberg und Gilljam 1997). Tatsächlich ist diese Annahme aber höchst problematisch, da sie interpersonelle Nutzenvergleiche voraussetzt.

Abbildung 14. Der Zusammenhang von Präferenz- und Support-Funktionen



Um dies zu sehen, betrachten wir zunächst eine Situation mit einem Wähler und einer Partei wie in Abbildung 14 (oben) dargestellt. In diesem Fall sind beide Sichtweisen identisch. Eingipflige Präferenzfunktionen erzeugen eingipflige Unterstützungsfunktionen und monotone Präferenzfunktionen erzeugen monotone Unterstützungsfunktionen.⁸⁸ Dieses Ergebnis gilt auch dann noch, wenn wir statt einer Partei mehrere Parteien betrachten, was anhand des darunter liegenden Schaubildes leicht einzusehen ist. Mit der Einführung mehrerer *nicht identischer* Wähler löst sich allerdings der Zusammenhang zwischen der Form von Präferenz- und Unterstützungsfunktionen auf. Unterstützungsfunktionen sind nicht invariant gegenüber Niveauunterschieden in den Bewertungen verschiedener Wähler. Veränderungen in den absoluten Bewertungsniveaus zwischen Wählern mit ansonsten gleichartigen Nutzenfunktionen können daher zu unterschiedlichen Unterstützungsfunktionen führen. Dies gilt sowohl für eingipflige Nutzenfunktionen als auch für monotone RM-Nutzenfunktionen, was anhand der Schaubilder in der unteren Hälfte von Abbildung 14 deutlich wird.

Das Problem von Unterstützungsfunktionen liegt also insgesamt darin, dass sie nicht eindeutig aus Präferenzfunktionen ableitbar sind. Im Gegenteil, sie können über Wähler hinweg völlig verschieden ausfallen, alleine aufgrund interindividueller Unterschiede in absoluten Bewertungsniveaus. Wenn dem so ist, dann können Unterstützungsfunktionen auch nicht als Grundlage für einen Modelltest dienen, denn räumliche Modelle machen letztlich nur eindeutige Aussagen über Präferenzfunktionen. Wie alle Modelle des rationalen Handelns unterstellen sie dabei lediglich die *intraindividuelle* Vergleichbarkeit von Nutzenniveaus (Elster, Roemer 1991, Varian 1999). Da unter diesen Bedingungen kein Zusammenhang mehr zwischen Nutzenfunktionen und Unterstützungsfunktionen besteht, kann letztlich nur die Analyse von Wählerpräferenzen Aufschluss über die tatsächliche Erklärungskraft der beiden Modelle geben. Die Ergebnisse von ‚Support Curve‘ Analysen beruhen dagegen sämtlich auf der heroischen Annahme interpersoneller Nutzenvergleiche, was ihre Aussagekraft erheblich einschränkt.

Wie man Tabellen 1A und 1B entnehmen kann, basieren viele empirische Tests auf der Analyse von Support Curves. Auch sämtliche Befunde von Rabinowitz und Macdonald beruhen auf Support Curve Analysen. In diesen Studien werden typischerweise die Be-

⁸⁸ Zur Konstruktion von Support-Funktionen, wie sie in den rechten Diagrammen dargestellt sind, trägt man für jeden Wähler den absoluten Nutzenwert ab, den ihm die jeweilige Partei stiftet. Die absoluten Nutzenwerte eines Wählers lassen sich aus seiner Präferenzfunktion im linken Diagramm ablesen. Anschließend verbindet man alle Punkte im rechten Diagramm um zu einer Support-„Funktion“ für die jeweilige Partei zu kommen (Vgl. Rabinowitz, Macdonald 1998, Westholm 2001).

wertungen einzelner Parteien separat analysiert oder im Rahmen gepoolter Analysen die Bewertungen aller Parteien simultan untersucht.⁸⁹ Der übermäßige Anspruch, der damit an die Datenqualität gestellt wird, lässt diese Ergebnisse zweifelhaft erscheinen.

Westholm (1997, 2001) versucht das Problem interpersoneller Nutzenvergleiche zu umgehen, indem er anstelle der absoluten Parteibewertungen nur noch Bewertungsdifferenzen analysiert. Konkret schätzt er folgendes Regressionsmodell:⁹⁰

$$B_{ik} - \overline{B}_i = \beta(U_{ik} - \overline{U}_i) + \varepsilon_{ik}$$

Unter Beibehaltung der üblichen Notation bezeichnet B_{ik} die Bewertung von Partei k durch Wähler i , U_{ik} den räumlichen Nutzen dieses Wählers von deren angebotener Politik, \overline{U}_i den mittleren Nutzen von i über alle Parteien und ε_{ik} einen Fehlerterm. Westholms Explanandum sind also intraindividuelle Abweichungen der Parteienbewertungen von der mittleren Bewertung eines Wählers i . Diese werden erklärt durch Abweichungen der räumlichen Nutzenbewertungen von der mittleren räumlichen Nutzenbewertung jedes Wählers.⁹¹ Leider ist Westholms Analyse damit nicht völlig frei von interindividuellen Nutzenvergleichen, da er nicht für Niveauunterschiede in den Nutzendifferenzen zwischen Wählern kontrollieren kann. Er unterstellt also immer noch eine interpersonelle Vergleichbarkeit von Bewertungsdifferenzen (Lewis, King 1999, S. 29). Anders ausgedrückt, gibt Westholm lediglich die Annahme eines gemeinsamen Nullpunktes in der Bewertung aller Befragten auf, hält aber nach wie vor an einer intervallskalierten Nutzenmessung fest. Er unterstellt damit, dass Nutzen auf dem Intervallniveau gemessen werden kann, d.h., dass alle Befragten die Abstände der Skalometerwerte gleich interpretieren. Damit stellt er immer noch sehr hohe und letztlich schwer zu rechtfertigende Anforderungen an die Datenqualität. Die Analyse von Wählerpräferenzen unter vollständiger Aufgabe interpersoneller Nutzenvergleiche wird erst dann möglich, wenn

⁸⁹ Dabei wird in der Regel keine Korrektur für unterschiedliche Bewertungsniveaus durch individualspezifische Konstanten bzw. durch die Analyse von Differenzen in Parteibewertungen vorgenommen. Die Fälle in denen doch eine Differenzierung vorgenommen wurde, sind in Tabelle 1A mit „ΔSkalo“ bezeichnet.

⁹⁰ Ebd. (1997, S. 869), (2001, S. 445)

⁹¹ Diese Vorgehensweise ist äquivalent zur Vorhersage absoluter Parteibewertungen unter Verwendung individualspezifischer Konstanten α_i (Westholm 2001, S. 449).

man das Intervallniveau verlässt und allein auf die ordinale Information in den Parteibewertungen zurückgreift.⁹²

2.1.3 Fazit und Forschungsdesign

Im Folgenden soll eine Forschungsstrategie verfolgt werden, die keine interpersonellen Nutzenvergleiche unterstellt und auf die Analyse intervallskalierte Bewertungen verzichtet. Diese Vorgehensweise steht im Einklang mit der Standard Nutzentheorie, welche explizit keine Vergleichbarkeit von Nutzenfunktionen zwischen Individuen voraussetzt. Empirische Modelle, die den Umstand berücksichtigen, dass Nutzen nicht direkt messbar ist, finden in der Literatur allgemein auf dem Gebiet der „Discrete Choice“ Analyse Verwendung. Gemeinsamer Ausgangspunkt aller Discrete Choice Analysen ist die Schätzung individueller Nutzenfunktionen aus den tatsächlichen Entscheidungen der Individuen (Ben-Akiva, Lerman 1985, S. 45, Varian 1999, S. 64). Diese Vorgehensweise der „Revealed Preferences“ verzichtet auf explizite Nutzenmessungen und schließt allein durch das Verhalten von Individuen in Entscheidungssituationen auf deren Präferenzen. Ein weit verbreitetes Analysemodell in diesem Zusammenhang ist das so genannte Conditional Logit Modell (McFadden 1974) zur Analyse diskreter Entscheidungen zwischen Alternativen.

Westholm (2001) beispielsweise bedient sich dieses statistischen Modells, um aus den Wahlentscheidungen der Befragten auf die Gültigkeit von Distanz- vs. RM-Modell zu schließen. Hierbei sieht er allerdings zwei Probleme: Erstens drückt sich in der Wahlentscheidung nicht immer die Erstpräferenz des Wählers aus.⁹³ Zweitens sagen räumliche Modelle nicht nur die Erstpräferenz, sondern die gesamte Präferenzordnung eines Wählers über alle Alternativen voraus (ebd. S. 458). Die Messung lediglich der am höchsten präferierten Alternative stellt für Westholm eine unnötige Beschränkung der Testgüte dar, weswegen er sein Hauptaugenmerk auf die Analyse von Parteiskalometern richtet.

⁹² Westholm (1997, S. 869) gibt zu, dass beide Theorien letztlich anhand der ordinalen Wählerpräferenzen getestet werden sollten. Das einzige Analyseinstrument, das ihm hierfür zur Verfügung steht, sind bivariate Rangkorrelationskoeffizienten (Spearman's rho) (Benninghaus 1998). Diese eignen sich jedoch nicht zur multivariaten Analyse, weshalb er auf Regressionsverfahren zurückgreifen muss, die intervallskalierte Bewertungen unterstellen.

⁹³ Theorien des strategischen Wählens gehen beispielsweise davon aus, dass ein Wähler, dessen erstpräferierte Partei chancenlos ist, sich für die Wahl einer weniger präferierten, aber aussichtsreicheren Partei entscheidet (Cox 1997)

Eine bessere Alternative stellt hier meiner Meinung nach die Verwendung von Discrete Choice Modellen zur Analyse ordinaler Rangdaten dar (Beggs, Cardell, Hausman 1981, Chapman, Staelin 1982, Allison, Christakis 1994). Die Annahme intervallskalierter Präferenzmessungen wird im Rahmen dieser Verfahren vollständig aufgegeben und nur noch die ordinale Information aus den Parteibewertungen zur Schätzung der unterliegenden Nutzenfunktion herangezogen.⁹⁴ Die resultierenden Analysen sind damit nicht nur frei von der Annahme interindividueller Nutzenvergleiche, sondern ermöglichen darüber hinaus auch die Berücksichtigung der gesamten Präferenzordnung eines Wählers, nicht nur seiner Erstpräferenz. Unter den gegebenen Umständen stellt eine solche Vorgehensweise die ideale Analysemethode dar.

Der folgende Abschnitt ist der Vorstellung des so genannten „Rank Ordered Logit“ Modells gewidmet. Anwendungen dieses Modells im Bereich der Sozial- und Politikwissenschaft sind bisher eher selten (vgl. Hajnal, Maddens 1997, Halaby 2003). Eine Anwendung dieses Verfahrens zur Evaluation der Erklärungskraft räumlicher Modelle ist in der Literatur völlig neu.

2.2 Das Rank Ordered Logit Modell

Bevor wir mit der Darstellung des Modells beginnen, sei zunächst darauf hingewiesen, dass mit dem Rank Ordered Logit Modell (ROLM) nicht das in der Literatur allgemein als Ordered Logit bzw. Ordinal Logit (Long 1997) bezeichnete Modell zur Analyse von Rating-Skalen mit unbekannter Skalierung gemeint ist. Das ROLM findet man auch unter den Bezeichnungen Exploded Logit Modell oder Luce Modell. Außerdem geht es eng mit einer Analysemethode aus der Konsumentenforschung einher, die als Conjoint Analyse bekannt ist (Allison, Christakis 1994). Der nächste Abschnitt zeigt die theoretische Herleitung des statistischen Modells auf. Anschließend werden anwendungsbezogene Fragen geklärt. Dazu gehören der Umgang mit unvollständigen Rangfolgen und Rangplatzbindungen, die Spezifikation von Analysemodellen, sowie die Interpretation von Variableneffekten. Abschließend werden mögliche Verletzungen der Modellannahmen diskutiert.

⁹⁴ Lewis und King (1999, S. 29, 31) stellen in diesem Zusammenhang fest, dass die Analyse von Rangdaten mit geeigneten statistischen Verfahren einen viel versprechenden Ansatz zur Überprüfung räumlicher Modelle darstellt.

2.2.1 Entwicklung des Modells

Das ROLM soll im Folgenden als Zufallsnutzenmodell entwickelt werden. Es basiert damit auf den Axiomen der Unabhängigkeit irrelevanter Alternativen (IIA) und der Nutzenmaximierung. In diesen beiden Axiomen kommen grundsätzliche Annahmen über individuelles Entscheidungsverhalten zum Ausdruck, ohne die eine statistische Modellierung dieses Verhaltens nicht bzw. nur sehr schwer möglich wäre. Beginnen wir zunächst mit dem zweiten Axiom, der Unabhängigkeit irrelevanter Alternativen. Es geht in seiner mathematischen Formulierung zurück auf die Arbeiten von Luce (1959) zu individuellem Entscheidungsverhalten. Nach Luce soll mit der IIA die Eigenschaft zum Ausdruck gebracht werden, dass Alternativen, die in einem Entscheidungskontext irrelevant sein sollten auch tatsächlich irrelevant sind (ebd. S. 9). Das heißt beispielsweise, dass der Vergleich zwischen zwei Alternativen hinsichtlich der Frage, welche der beiden besser ist, unabhängig davon sein sollte, ob es noch weitere Alternativen im Choice Set gibt. Diese Annahme ist keineswegs unplausibel und lässt sich von Luce auch anhand experimenteller Befunde bestätigen (ebd. S. 12ff.). Dennoch stellt sie restriktive Bedingungen an den Entscheidungsträger, die nicht immer gerechtfertigt sein müssen, speziell dann nicht, wenn Alternativen untereinander substituierbar sind.⁹⁵ Zur Entwicklung des ROLM halten wir an der IIA fest. Bezeichnet S einen beliebigen Choice Set und x und y zwei beliebige Alternativen aus S , dann lässt sich die IIA folgendermaßen ausdrücken:⁹⁶

$$\frac{P(y, S)}{P(x, S)} = \frac{P(y, \{x, y\})}{P(x, \{x, y\})}$$

Die Wahrscheinlichkeit y aus S auszuwählen, verhält sich zur Wahrscheinlichkeit x aus S auszuwählen so, als würden y und x lediglich aus dem beschränkten Subset $\{x, y\}$ ausgewählt. Die Existenz anderer Alternativen in S hat also keinen Einfluss auf die *relativen* Auswahlwahrscheinlichkeiten zweier beliebiger Alternativen zueinander. Ausgehend von diesem Axiom beweist Luce die Existenz einer nicht-negativen Auswahlfunktion f über alle Elemente y des Choice Set S , für die gilt:

$$P(x) = \frac{f(x)}{\sum_{y \in S} f(y)}$$

⁹⁵ Diese Problematik wird am Ende in Abschnitt 2.2.5 noch ausführlicher behandelt.

⁹⁶ Ebd., S. 9.

Die Wahrscheinlichkeit der Wahl von Alternative x aus S lässt sich also durch die Höhe des Funktionswerts der Auswahlfunktion von x , relativ zur Summe der Funktionswerte aller Alternativen y beschreiben. Die Auswahlfunktionen drücken dabei das Ergebnis jedes beliebigen psychologischen, ökonomischen oder sonstigen Bewertungsmechanismus aus. Sie lassen sich also als Skalen begreifen, die höhere Werte annehmen, je höher eine Alternative gegenüber den anderen bewertet wird. Ein prominentes Auswahlprinzip aus der Ökonomie ist das Nutzenprinzip.⁹⁷ Es unterstellt die so genannte Kommensurabilität von Alternativenattributen, d.h. sämtliche Eigenschaften von Alternativen lassen sich aus der Sicht des Entscheidenden letztlich auf einen einzigen Wert reduzieren, der den Gesamtnutzen bzw. die Attraktivität der Alternative angibt (Ben-Akiva, Lerman 1985, S. 37).⁹⁸ Ein rationaler Akteur versucht nun diese Attraktivitätsfunktion zu maximieren, indem er sich für die Alternative entscheidet, die ihm den höchsten Nutzen stiftet.

Die Anwendung des Nutzenprinzips auf das Luce-Modell ermöglichte McFadden (1974) die Entwicklung des Conditional Logit Modells, welches in den Sozial- und Wirtschaftswissenschaften weit verbreitet ist. McFadden beginnt mit dem Axiom der Nutzenmaximierung, wonach die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum sich für die Wahl einer Alternative x aus seinem Choice Set S entscheidet, gleich der Wahrscheinlichkeit ist, dass Alternative x einen höheren Nutzen stiftet als alle anderen Alternativen y :⁹⁹

$$P(x) = P[U(y) < U(x)] \quad \text{für alle } y \neq x$$

Weiterhin nimmt er an, dass jedes Individuum eine Zufallsnutzenfunktion der folgenden Form über alle Alternativen x aus S besitzt:¹⁰⁰

$$U(x) = V(x) + \varepsilon(x)$$

Dabei bezeichnet $V(x)$ eine systematische Komponente – so genannte repräsentative „Tastes“ – und $\varepsilon(x)$ einen stochastischen Fehlerterm der idiosynkratischen Abweichungen

⁹⁷ Andere mögliche Auswahlprinzipien wären beispielsweise Dominanz oder Satisficing (Ben-Akiva, Lerman 1985, S. 35ff.).

⁹⁸ Beispielsweise würde ein Autokäufer, der sich zwischen verschiedenen Modellen entscheiden muss, anhand von Eigenschaften wie Preis, Benzinverbrauch, Ausstattung, Stauraum etc. zu einem Gesamturteil über jeden Wagen kommen. Das Nutzenprinzip erlaubt also auch die Berücksichtigung von Tradeoffs zwischen Alternativenattributen, beispielsweise zwischen Preis und Ausstattung.

⁹⁹ Ebd. S. 108

¹⁰⁰ Ebd. S. 108

von $V(x)$ beschreibt. Unter dieser Sichtweise wird davon ausgegangen, dass individueller Nutzen etwas inhärent stochastisches ist, das sich einer ganzheitlichen Beobachtung bzw. Messung grundsätzlich entzieht (Ben-Akiva, Lerman 1985, S. 55). Ein Beobachter kann letztlich nur versuchen über geeignete Modellierung der repräsentativen Komponente, die Residualvarianz individueller Zufallsnutzen zu minimieren. McFadden kann nun zeigen, dass unter Annahme einer Extremwertverteilung¹⁰¹ von $\varepsilon(x)$ und unter Gültigkeit der IIA das Zufallsnutzenmodell folgende Auswahlwahrscheinlichkeiten für eine Alternative x gegenüber sämtlichen Alternativen s aus S impliziert:¹⁰²

$$P(x) = \frac{e^{V(x)}}{\sum_{s \in S} e^{V(s)}}$$

Das McFadden-Modell repräsentiert somit einen Spezialfall des allgemeinen Luce-Modells unter den Bedingungen individueller Nutzenmaximierung und extremwertverteilter individueller Zufallsnutzen. Die Dekomposition der systematischen Komponente $V(x)$ in Linearkombinationen erklärender Variablen liefert das statistische Analysemodell, das von McFadden als Conditional Logit bezeichnet wurde.¹⁰³

Ausgehend von McFaddens Conditional Logit lässt sich das ROLM wie folgt entwickeln: Der Prozess des „Rankings“ von Alternativen wird als Entscheidungssequenz aufgefasst, bei der der Akteur aus einem beliebigen Choice Set S zunächst die beste Alternative auswählt. Unter den verbliebenen Alternativen wählt er dann wiederum die beste aus und so fort bis zur letzten verbliebenen Alternative. Aufgrund der IIA sind die

¹⁰¹ Die Dichtefunktion der Extremwertverteilung ist definiert als: $F(\varepsilon) = e^{-e^{-\varepsilon}}$. Die Verwendung dieser Verteilung, ist letztlich zwar rein rechnerisch motiviert, dennoch kann sie, im Gegensatz zu anderen, als Approximation der Normalverteilung gerechtfertigt werden (Ben-Akiva und Lerman, 1985, S.104)

¹⁰² Für eine formale Herleitung: McFadden (1974, S. 109-111), Ben-Akiva und Lerman (1985, S.106).

¹⁰³ Beispielsweise ließe sich die systematische Nutzenkomponente in folgende Linearkombination zerlegen:

$$V(x) = \beta_1 m_x + \beta_2 w_x$$

In diesem einfachen Fall hängt die Bewertung einer Alternative x systematisch von den Merkmalen m und w dieser Alternative ab. Die Parameter β_1 und β_2 geben dabei die Stärke des Einflusses beider Merkmale auf die Attraktivität der Alternative an. Beide Parameter sind konstant über Alternativen. Das Conditional Logit Modell ermöglicht darüber hinaus auch die Berücksichtigung individualspezifischer Merkmale, sowie Variablen, die sowohl über Individuen als auch Alternativen hinweg variieren (Thurner 1998, S.156ff.). Im ROLM lassen sich diese Eigenschaften in derselben Weise berücksichtigen wie im Conditional Logit Modell (siehe Abschnitt 2.2.4).

relativen Präferenzen eines Individuums zwischen beliebigen Alternativenpaaren unabhängig von der Größe des Choice Set. Nach Luce (1959, S. 68ff.) ist die Wahrscheinlichkeit einer Rangordnung R über einen Choice Set S mit Elementen $s = \{v, w, x, y, z\}$ durch das Produkt der einzelnen Auswahlwahrscheinlichkeiten gegeben als:

$$P[R(v \succ w \succ x \succ y \succ z)] = P(v, S) \cdot P(w, \{w, x, y, z\}) \cdot P(x, \{x, y, z\}) \cdot P(y, \{y, z\})$$

Unter Annahme eines Zufallsnutzenmodells lässt sich jede dieser Auswahlwahrscheinlichkeiten durch McFaddens Conditional Logit beschreiben:¹⁰⁴

$$P[R(v \succ w \succ x \succ y \succ z)] = \frac{e^{V(v)}}{\sum_{s \in S} e^{V(s)}} \cdot \frac{e^{V(w)}}{\sum_{s \in S/\{v\}} e^{V(s)}} \cdot \frac{e^{V(x)}}{\sum_{s \in S/\{v, w\}} e^{V(s)}} \cdot \frac{e^{V(y)}}{e^{V(y)} + e^{V(z)}}$$

Damit ist die Grundstruktur des ROLM gegeben, welche Chapman und Staelin (1982) auch als „Exploded Logit“ bezeichnen. Besitzt nun jedes Individuum i einen Choice Set S_i , mit A_i Elementen x , die der Einfachheit halber von 1 bis A_i durchnummeriert werden und bezeichnet weiterhin $r = 1, 2, \dots, Z_i$ den Rang den i jedem Element x in einer Rangordnung R_i mit $Z_i \leq A_i$ Rangplätzen zuweist, wobei höhere Werte von r eine niedrigere Präferenz angeben, dann ist allgemein die Wahrscheinlichkeit jeder Rangordnung R_i gegeben durch:

$$P(R_i | A_i) = \prod_{r=1}^{Z_i-1} \frac{\exp[V(x_r)]}{\sum_{\ell=r}^{A_i} \exp[V(x_\ell)]}$$

Dies ist das Rank Ordered Logit Modell, zur Vorhersage ordinaler Rangfolgen über diskrete Alternativen (Beggs, Cardell, Hausman 1981, Chapman, Staelin 1982, Hausman, Ruud 1987, Critchlow, Fligner, Verducci 1991, Allison, Christakis 1994, Skrondal, Rabe-Hesketh 2003). Man könnte es auch als Verallgemeinerung des Conditional Logit Modells bezeichnen: Für den Fall, dass nur die Erstpräferenz angegeben wird, also $Z_i = 2$, reduziert sich das Modell auf ein einfaches Conditional Logit. Für lineare Zerlegungen der Nutzenkomponente $V(x)$ in einen Satz erklärender Variablen und dazugehöriger Skalierungsparameter β lässt sich das Modell mit dem Maximum Likelihood

¹⁰⁴ Diese Zerlegbarkeit von Rangordnungen in Produkte von Auswahlwahrscheinlichkeiten bezeichnen Critchlow, Fligner und Verducci (1991, S. 297) als „Luce-Decomposability of Ranking Models“. Diese Eigenschaft setzt voraus, dass die Auswahlwahrscheinlichkeit zu einem beliebigen Stadium des Auswahlprozesses unabhängig von der Rangordnung, der bisher ausgewählten Alternativen ist.

Verfahren an gegebene Daten anpassen. Die Likelihood Funktion entspricht wie üblich dem Produkt der Modellgleichung über alle Befragten $i = 1, 2, \dots, N$ hinweg.

2.2.2 Unvollständige Rangordnungen

Wie man sieht, unterliegt das ROLM nicht der Beschränkung identischer Choice Sets für alle Individuen, sondern erlaubt die Berücksichtigung unterschiedlich großer Choice Sets über Individuen hinweg. Außerdem erfordert es nicht, dass alle Alternativen in eine Rangfolge gebracht werden müssen. Damit einher geht die Möglichkeit, unvollständige Rangordnungen zu analysieren, bei denen Befragte nur eine Teilmenge von Alternativen bewerten, die von ihnen am meisten präferiert werden (Allison, Christakis 1994). Beispielsweise wäre es möglich, dass ein Befragter aus sechs möglichen Alternativen nur die drei besten in eine Rangfolge bringen kann. Solche Typen unvollständiger Rangordnungen lassen sich grundsätzlich mit dem ROLM analysieren. Dabei entspräche die Eintrittswahrscheinlichkeit der Drittpräferenz, der Wahrscheinlichkeit diese Alternative aus den verbliebenen unbewerteten Alternativen auszuwählen. Nach der Wahl dieser Alternative wäre dann der Prozess des Rankings theoretisch beendet und alle verbliebenen Alternativen würden nichts mehr zur Erklärung dieses Prozesses beitragen.

Andere Arten von Unvollständigkeit, bei denen „Lücken“ in der Präferenzordnung auftreten, beispielsweise wenn ein Befragter seine Erst- und Letztpräferenz angibt, sonst aber keine weiteren Ränge zuweist, können im ROLM nicht berücksichtigt werden. Um solche Daten einer Analyse zugänglich zu machen, müsste man auf die Berücksichtigung der Letztpräferenz verzichten und sich stattdessen auf die Erstpräferenz beschränken. In diesem Fall würde sich das ROLM auf ein einfaches Conditional Logit Modell reduzieren. Rangfolgen in denen sich keine Erstpräferenz identifizieren lässt, etwa weil ein Befragter sechs möglichen Alternativen nur die Ränge zwei bis fünf zuweisen konnte, müssten dagegen aus der Analyse ausgeschlossen werden. Insgesamt kann mit dem ROLM jede lückenlose Rangordnung analysiert werden, die die Erstpräferenz enthält.¹⁰⁵

¹⁰⁵ Das Modell lässt sich auch auf den umgekehrten Fall anwenden, bei der zuerst die schlechteste Alternative ausgewählt wird, bis hinauf zur besten. Ersetzt man Erstpräferenz durch Letztpräferenz, dann bleibt die obige Logik dieselbe. Man beachte, dass das Modell nicht symmetrisch ist, d.h. die Wahrscheinlichkeit einer Rangfolge von bester zu schlechtester Alternative entspricht nicht der Wahrscheinlichkeit einer Rangfolge von schlechtester zu bester Alternative (Luce 1958, Skrandal, Rabe-Hesketh 2003).

2.2.3 Rangplatzbindungen

Das ROLM erlaubt auch die Berücksichtigung von Rangplatzbindungen, d.h. Fälle, in denen Befragte zwei oder mehr Alternativen denselben Rang zuweisen. Einen Spezialfall solcher Rangplatzbindungen stellen die oben erwähnten unvollständigen Rangordnungen dar, bei denen jeweils nur die besten Alternativen angegeben werden und von allen übrigen Alternativen lediglich bekannt ist, dass sie schlechter bewertet werden. Im Extremfall wird nur die Erstpräferenz angegeben und das ROLM reduziert sich zu einer Conditional Logit Analyse. Neben Rangplatzbindungen auf dem niedrigsten Rang lassen sich auch Bindungen innerhalb einer Rangordnung in das ROLM integrieren, allerdings reicht dafür das obige statistische Modell nicht mehr aus.

Allison und Christakis (1994, S. 206ff.) schlagen eine Generalisierung des ROLM vor, basierend auf dem Prinzip der „Marginal Likelihood“. Beobachtet man beispielsweise über sechs Alternativen folgende Rangordnung (1, 2, 3, 3, 4, 5), dann ließe sich die Wahrscheinlichkeit der beiden Topränge, sowie der beiden letzten Ränge, wie bisher beschreiben. Für die beiden Alternativen auf Rang drei gilt, dass der Befragte im Grunde eine Präferenz zwischen ihnen besitzt, diese aber im vorliegenden Fall nicht beobachtbar ist. Dieser Ansatz steht im Einklang mit dem Zufallsnutzenmodell, welches von kontinuierlichen Nutzenfunktionen ausgeht und damit theoretisch keine Rangplatzbindungen vorsieht (Skrondal, Rabe-Hesketh 2003, S. 269). Da aber empirisch oftmals Rangplatzbindungen beobachtet werden, muss man aus diesen entsprechend auf die darunter liegende kontinuierliche Bewertungsfunktion schließen. Bezeichnen wir die beiden Alternativen auf Rang drei als 3a und 3b, dann hat die tatsächliche Rangordnung des Befragten zwei mögliche Formen: Entweder wird 3a 3b vorgezogen wie in $R = (1, 2, 3a, 3b, 4, 5)$ oder umgekehrt $R = (1, 2, 3b, 3a, 4, 5)$. Da beide Ereignisse $3a \succ 3b$ bzw. $3b \succ 3a$ voneinander statistisch unabhängig sind, gilt:¹⁰⁶

$$P([3a \succ 3b] \text{ oder } [3b \succ 3a]) = P(3a \succ 3b) + P(3b \succ 3a)$$

Bzw. im Rahmen des ROLM-Ansatzes:

$$P([3a \succ 3b] \text{ oder } [3b \succ 3a]) = \frac{e^{V(3a)}}{e^{V(3a)} + e^{V(3b)} + e^{V(4)} + e^{V(5)}} \cdot \frac{e^{V(3b)}}{e^{V(3b)} + e^{V(4)} + e^{V(5)}} + \frac{e^{V(3b)}}{e^{V(3a)} + e^{V(3b)} + e^{V(4)} + e^{V(5)}} \cdot \frac{e^{V(3a)}}{e^{V(3a)} + e^{V(4)} + e^{V(5)}}$$

¹⁰⁶ Allison und Christakis (1994, S. 207)

Auf diese Weise lässt sich das Auftreten beliebiger Rangplatzbindungen innerhalb einer Rangordnung modellieren. Die Wahrscheinlichkeit bzw. Likelihood ihres Auftretens entspricht dabei der Summe der Eintrittswahrscheinlichkeiten sämtlicher Permutationen der gleichrangigen Alternativen.

Allgemein lässt sich mit Allison und Christakis (1994, S. 207f.) die Wahrscheinlichkeit einer beliebigen Präferenzordnung mit Rangplatzbindungen folgendermaßen formulieren: Angenommen ein Befragter vergibt $Z \leq A$ unterschiedliche Ränge $r = 1, \dots, Z$. Bezeichnen wir mit d_r die Zahl der Alternativen, die denselben Wert r erhalten. Für jede dieser d_r Alternativen auf Rang r vergeben wir eine Nummer von 1 bis d_r . Bezeichnen wir mit Q_r die Menge der Permutationen der Nummern 1, ..., d_r und mit $p = (p_1, p_2, \dots, p_{d_r})$ ein Element dieser Menge. Mit $\ell > r$ notieren wir sämtliche verbliebenen Ränge mit Werten größer r . Schreiben wir die systematische Nutzenkomponente einer Alternative x auf Rang r , $V(x_r)$ als $V(x_{[r]})$, dann ist die Wahrscheinlichkeit einer Rangordnung R unter Berücksichtigung von Rangplatzbindungen gegeben als:¹⁰⁷

$$P(R | A) = \prod_{r=1}^{Z-1} \sum_{p \in Q_r} \prod_{t=1}^{d_r} \frac{\exp[V(p_{[r]_t})]}{\sum_{s=t}^{d_r} \exp[V(p_{[r]_s})] + \sum_{\ell > r} \sum_{x=1}^{d_x} \exp[V(x_{[\ell]})]}$$

Für Rangordnungen ohne Rangplatzbindungen reduziert sich diese Gleichung zum einfachen ROLM.¹⁰⁸ Die Likelihood-Funktion für die gesamte Stichprobe ist das Produkt dieses Ausdrucks über alle Befragten hinweg. Allison und Christakis bezeichnen sie als die „Exakte Likelihood“.¹⁰⁹ Die nachfolgenden Tests von Distanz-, RM- und Matthews-

¹⁰⁷ Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird hier auf eine Indexierung i über Befragte hinweg verzichtet.

¹⁰⁸ Ohne Rangplatzbindungen gilt: $d_r = 1$, da jedem Rangplatz r nur eine Alternative zugewiesen wird, $d_x = 1$, da jeder spätere Rangplatz ebenfalls nur eine Alternative erhält und $Q_t = \{x_r\}$, da jede Alternative auf Rang r nur mit sich selbst permutiert wird. Die erste Summe fällt damit heraus ebenso wie das Produkt über $t = 1$ bis d_r . Im Nenner fallen das erste und dritte Summenzeichen heraus und erhalten bleibt nur noch der (exponierte) Nutzen von Alternative r sowie die Summe über die (exponierten) Nutzen aller übrigen Alternativen auf späteren Rängen, was äquivalent ist zum einfachen ROLM.

¹⁰⁹ Maximierungen dieser exakten Likelihood sind sehr rechenintensiv, weshalb in früheren Anwendungen oftmals auf eine schnellere, aber weniger präzise Approximation (z.B. Breslow's Approximation, in: Allison, Christakis 1994, S. 208) zurückgegriffen wurde. Mit verbesserter statistischer Software und gegenwärtigen Rechnerleistungen stellt dies aber kein Problem mehr dar. Die hier verwendete Software, Stata Version 8, berechnet die exakte Maximum Likelihood, wahlweise aber auch Breslows Approximation.

Modell basieren allesamt auf Maximum Likelihood Schätzungen dieser Modellgleichung (vgl. Abschnitt 2.3).

2.2.4 Modellbildung und Interpretation

Analog zum Conditional Logit Modell erlaubt auch das ROLM die Aufnahme erklärender Variablen zur Vorhersage der beobachteten Rangfolgen. Die Verwendung unabhängiger Variablen und die Interpretation ihrer Effekte ist in beiden Modellen identisch, da das ROLM im Prinzip nur eine Verallgemeinerung des Conditional Logit in Bezug auf die abhängige Variable darstellt. Im Gegensatz zum Conditional Logit verwendet das ROLM *mehr Information* zur Schätzung der Parameter der Auswahlfunktion. Die Interpretation dieser Parameter bleibt dieselbe. Maier und Weiss (1990) und Thurner (1998) geben einen Überblick über die verschiedenen Typen unabhängiger Variablen und ihre Interpretation im Conditional Logit Modell. An dieser Stelle sei eine kurze Zusammenfassung gegeben.

In die systematische Komponente des Zufallsnutzenmodells können grundsätzlich drei Arten von Variablen aufgenommen werden (Allison, Christakis 1994): Variablen m , die über Alternativen hinweg variieren und über Individuen konstant sind, Variablen n , die über Individuen hinweg variieren, aber nicht über Alternativen, und Variablen q , die sowohl über Alternativen als auch Individuen hinweg variieren. Allgemein kann dies folgendermaßen ausgedrückt werden:

$$V_{ix} = \beta m_x + \gamma_x n_i + \theta q_{ix}$$

Variablen des ersten Typs drücken absolute Merkmale von Alternativen aus, die vom jeweiligen Betrachter unabhängig sind. Beispiele hierfür wären die Preise verschiedener Konsumgüter. Der Effektparameter β ist konstant über alle Alternativen. Zur Identifizierung muss die Zahl der verwendeten Variablen m kleiner sein als die Zahl der Alternativen (ebd. S. 202). Variablen des zweiten Typs drücken Merkmale von Individuen aus, wie Geschlecht, Bildung oder Einkommen. Da diese Merkmale über Alternativen hinweg konstant sind, muss der Effektparameter γ über Alternativen variieren. Zur Identifikation beschränkt man dabei einen der γ -Parameter auf den Wert null. Variablen des dritten Typs drücken „Beziehungen“ zwischen Individuen und Alternativen aus. Beispiele hierfür wären Sympathiebewertungen von Politikern, Einschätzungen der Kompetenz von Parteien oder auch räumliche Issue-Distanzen zwischen Wählern und Parteien. Der Effektparameter θ ist wieder konstant über alle Alternativen. Im Gegensatz zu Va-

riablen des Typs m kann die Zahl der verwendeten Variablen q die Zahl der Alternativen übersteigen.

In der Literatur bezeichnet man Variablen des Typs m und q als generische Variablen, Variablen des Typs n als alternativenspezifische Variablen (Maier, Weiss 1990, Ben-Akiva, Lerman 1985, Thurner 1998). Generische Variablen sind dadurch gekennzeichnet, dass sie für verschiedene Alternativen verschiedene Werte annehmen und die Schätzung eines einzigen generischen Koeffizienten ermöglichen. Damit einher geht die Annahme, dass eine Änderung dieser Variablen Δm bzw. Δq die relativen Auswahlwahrscheinlichkeiten *aller* Alternativen beeinflusst (Thurner 1998 S. 158). In der Terminologie des Zufallsnutzenmodells hat eine Variable m bzw. q denselben Effekt auf den Nutzen aller Alternativen. Ein positiver Koeffizient bedeutet, dass sich die Auswahlwahrscheinlichkeit einer Alternative erhöht, wenn sich m bzw. q erhöht.

Alternativenspezifische Variablen sind dadurch gekennzeichnet, dass sie in der Regel *nicht* über Alternativen hinweg variieren. Die Bezeichnung alternativenspezifisch rührt daher, dass ihre Koeffizienten über Alternativen hinweg variieren müssen (Long 1997). Ein Koeffizient muss dabei auf den Wert null gesetzt werden. Die Koeffizienten geben Aufschluss darüber, wie stark sich bei einer Änderung der alternativenspezifischen Variable Δn die Auswahlwahrscheinlichkeit einer Alternative gegenüber der Referenzalternative ändert. Ein Spezialfall alternativenspezifischer Variablen stellen so genannte alternativenspezifische Konstanten dar. Sie „[...] erfassen die Bewertung von nicht im Nutzenmodell explizit spezifizierten Alternativeneigenschaften“ (Thurner 1998, S. 195), und können über die Inklusion von $A-1$ Dummy-Variablen geschätzt werden, die jeweils für eine Alternative den Wert eins annehmen und sonst null.¹¹⁰

Wie alle Logit-Modelle bietet das ROLM drei Arten der Effektinterpretation (Long 1997): Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten bzw. Wahrscheinlichkeitsänderungen, Odds Ratios und Logit-Effekte. Odds Ratios und Logit-Effekte werden dabei analog zum Conditional Logit Modell als Effekte auf die relativen Auswahlwahrscheinlichkei-

¹¹⁰ Einen weiteren Sonderfall alternativenspezifischer Variablen stellen alternativenspezifisch modellierte generische Variablen dar (Thurner 1998, S. 160, Ben-Akiva, Lerman 1985, S. 168). Dabei werden aus einer generischen Variablen, $A-1$ alternativenspezifische Variablen gebildet, die für die jeweilige Alternative den Wert der generischen Variable annehmen und sonst null. Da die Werte über Alternativen hinweg variieren, ist keine Restriktion der Koeffizienten erforderlich. Auf diese Art der Spezifikation wird dann zurückgegriffen, wenn davon ausgegangen werden muss, dass dieselben Alternativenattribute über Alternativen hinweg unterschiedlich bewertet werden. Im Rahmen der vorliegenden Studie spielt dieses Problem jedoch keine Rolle, weshalb an dieser Stelle nicht weiter darauf eingegangen wird.

ten einer Alternative interpretiert. Unter Auswahlwahrscheinlichkeit versteht man dabei die Wahrscheinlichkeit, dass eine Alternative unter allen anderen verfügbaren Alternativen, in einer beliebigen Stufe des (theoretischen) Ranking Prozesses, ausgewählt wird. Für eine Änderung einer generischen Variable um eine Einheit gibt der generische Logit-Koeffizient – *ceteris paribus* – die absolute Änderung der logarithmierten Chance der Wahl einer Alternative gegenüber allen anderen Alternativen an.¹¹¹ Für eine Änderung einer alternativenspezifischen Variable um eine Einheit gibt der alternativenspezifische Logit-Koeffizient – *ceteris paribus* – die Änderung der logarithmierten Chance der Wahl dieser Alternative gegenüber der Referenzalternative an.¹¹²

Eine etwas anschaulichere Interpretation bieten die entlogarithmierten Wahrscheinlichkeitsverhältnisse, die so genannten Odds Ratios. Sie geben – *ceteris paribus* – für eine Änderung der generischen Variablen um eine Einheit, die multiplikative Änderung der Chance der Wahl einer Alternative gegenüber allen anderen Alternativen an bzw. im Rahmen alternativenspezifischer Variablen, die Chance der Wahl einer Alternative gegenüber einer festen Referenzalternative.¹¹³

Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten erhält man durch Einsetzen konkreter Variablenwerte in die geschätzte Modellgleichung. Im Rahmen des ROLM lässt sich für jede Alternative die Wahrscheinlichkeit jedes Rangplatzes vorhersagen. Sie gibt an wie wahrscheinlich es ist, dass ein Befragter mit den jeweiligen Merkmalen einer Alternative x

¹¹¹ Die logarithmierte Chance in einem beliebigen Stadium des Ranking Prozesses Alternative x gegenüber Alternative y auszuwählen $\ln \frac{P(x)}{P(y)}$, entspricht im Zufallsnutzenmodell dem logarithmierten Ver-

hältnis der beiden systematischen Nutzenkomponenten: $\ln \frac{\exp[V_x]}{\exp[V_y]} = \ln \frac{\exp[\beta m_x]}{\exp[\beta m_y]} = \beta(m_x - m_y)$. Für eine Änderung von m_x um eine Einheit gilt: $\beta(m_x + 1 - m_y) = \beta(m_x - m_y) + \beta$. Die logarithmierte Chance ändert sich also um den Betrag β . Dies gilt für sämtliche paarweisen Vergleiche der Alternativen im Choice Set.

¹¹² Da der Koeffizient der Referenzalternative $\gamma_r = 0$ ist, gilt für die logarithmierte Chance von Alternative x gegenüber der Referenzalternative: $\ln \frac{\exp[\gamma_x n_x]}{1} = \gamma_x n_x$. Bei einer Änderung der alternativenspezifischen Variable n_x um eine Einheit ändert also die relative Chance der Wahl von x gegenüber r um den Betrag γ_x .

¹¹³ Die Odds Ratios der Wahl von x gegenüber y bzw. r sind gegeben als $e^{\beta(m_x - m_y)}$ bzw. $e^{\gamma_x n_x}$. Eine Änderung von m_x bzw. n_x um eine Einheit ändert die Chance der Wahl von x um den Faktor e^β bzw. e^{γ_x} : $e^{\beta(m_x + 1 - m_y)} = e^{\beta(m_x - m_y)} e^\beta$ bzw.: $e^{\gamma_x(n_x + 1)} = e^{\gamma_x n_x} e^{\gamma_x}$

den Rang r zuweist.¹¹⁴ Wahrscheinlichkeitsänderungen erhält man stets durch Änderung einer der Prädiktorvariablen, unter Konstanthaltung aller anderen Variablen auf einem bestimmten Wert – in der Regel dem Mittelwert. Solche Änderungen sind nicht mehr unabhängig von den Werten der übrigen Variablen, aufgrund der Nichtlinearität des logistischen Wahrscheinlichkeitsmodells (Long 1997).

Auch wenn vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten und Odds Ratios eine anschaulichere Interpretation bieten, so reicht für die folgende Analyse, in der wir uns nur für die relativen Effektstärken von Distanz-, RM- und Matthews-Modell interessieren, eine Interpretation der Logit-Koeffizienten aus. Sie steht darüber hinaus auch im Einklang mit der Konzeption des ROLM als linearem Zufallsnutzenmodell. Die Logit-Koeffizienten lassen sich damit anschaulich als Gewichte der verschiedenen Issue-Nutzen von Distanz-, RM- und Matthews-Modell in der vorhergesagten repräsentativen Nutzenfunktion V_x eines Wählers interpretieren. Je höher der Koeffizient, desto stärker der Einfluss des jeweiligen Modells auf die Parteienbewertung.

2.2.5 Diagnostik: Unabhängigkeit irrelevanter Alternativen

Wie in Abschnitt 2.2.1 deutlich wurde, beruht das ROLM auf zwei Axiomen, der Nutzenmaximierung und der Unabhängigkeit irrelevanter Alternativen (IIA). Beide drücken elementare Verhaltensannahmen von Individuen in Entscheidungssituationen aus, wobei insbesondere die IIA im Zusammenhang mit logistischen Entscheidungsmodellen¹¹⁵ oftmals als problematisch angesehen wird (Maier, Weiss 1990, S. 141ff.). Speziell im Hinblick auf das ROLM bemerken Allison und Christakis (1994, S. 204), dass es noch anfälliger für Verletzungen der IIA sein sollte als das Conditional Logit Modell, da mehr Information für die Schätzung der Koeffizienten verwendet wird.

¹¹⁴ Die vorhergesagte Wahrscheinlichkeit, dass ein Befragter Alternative x aus Choice Set S mit Elementen $s = \{w, x, y, z\}$ in Abhängigkeit der generischen Variable m den ersten Rang zuweist, ist im ROLM

gegeben als: $\hat{P}(x_1 | m) = \hat{P}(x, S | m) = \frac{\exp[\hat{\beta}_m x]}{\sum_{s \in S} \exp[\hat{\beta}_m s]}$. Einsetzen von Werten für m ergibt die vorhergesagte

Wahrscheinlichkeit. Entsprechend ist die Wahrscheinlichkeit, dass x den zweiten Rang erhält, gegeben als: $\hat{P}(x_2 | m) = \hat{P}(w, S | m) \cdot \hat{P}(x, \{x, y, z\} | m) + \hat{P}(y, S | m) \cdot \hat{P}(x, \{w, x, z\} | m) + \hat{P}(z, S | m) \cdot \hat{P}(x, \{w, x, y\} | m)$
Analog lassen sich die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten errechnen, dass x ein beliebiger Rang zugewiesen wird.

¹¹⁵ Hierunter fallen Binomial, Multinomial und Conditional Logit, sowie das Rank Ordered Logit.

Zur Verdeutlichung der IIA-Annahme wird oft auf das so genannte „Red Bus Blue Bus Paradox“ zurückgegriffen: Angenommen ein Individuum ist indifferent zwischen den Alternativen, Auto zu fahren oder den (roten) Bus zu nehmen. Dies schlägt sich in den Auswahlwahrscheinlichkeiten $P(\text{Auto}) = 0,5$ und $P(\text{roter Bus}) = 0,5$ nieder. Die IIA erfordert, dass die Inklusion zusätzlicher Verkehrsmittel in den Choice Set das Wahrscheinlichkeitsverhältnis der Alternativen Auto und roter Bus unverändert lässt. Die Existenz eines zweiten blauen Busses mit ansonsten identischen Eigenschaften impliziert also, bei Gültigkeit der IIA, die Auswahlwahrscheinlichkeiten $P(\text{Auto}) = 0,33$, $P(\text{roter Bus}) = 0,33$ und $P(\text{blauer Bus}) = 0,33$. Intuitiv würde man dagegen annehmen, dass die Person sich quasi per Münzwurf zwischen den beiden substantiell identischen Alternativen, roter Bus und blauer Bus, entscheidet, was zu folgenden Wahrscheinlichkeiten führen würde: $P(\text{Auto}) = 0,5$, $P(\text{roter Bus}) = 0,25$ und $P(\text{blauer Bus}) = 0,25$. Wenn die zweite Logik richtig ist, dann wäre die IIA verletzt und das statistische Modell fehlspezifiziert.

Der Grund für die Verletzung der IIA liegt in diesem Fall in der irrtümlichen Konzeption der beiden Busse als distinkte Alternativen. Das sind sie aber nicht. Abgesehen von ihrer Farbe unterscheiden sich die beiden Busse in keinem ihrer Attribute. Das Luce'sche Auswahlmodell, insbesondere in seiner Formulierung als Zufallsnutzenmodell, ist aber letztlich ein Modell über Alternativen, verstanden als Bündel von Attributen (Ben-Akiva, Lerman 1985, S. 37). Das obige Beispiel bietet keine Basis für die Entscheidung zwischen den beiden Bussen, weshalb sie eigentlich zu einer Alternative zusammengefasst werden müssten (Maier, Weiss 1990, S. 143). Insofern stellt es keine wirkliche Verletzung des IIA-Axioms dar, da das Auswahlmodell nur für einen Choice Set mit distinkten Alternativen definiert ist. Es zeigt aber, dass zur Vermeidung von Fehlspezifikationen logistischer Entscheidungsmodelle allgemein darauf zu achten ist, dass sich keine identischen Alternativen im Choice Set befinden (Alvarez, Nagler 1998, S. 95f.).

Problematisch wird die IIA-Annahme erst im Fall mehrdimensionaler Alternativenmengen. Mehrdimensionale Alternativenmengen liegen vor, wenn sich nicht alle Alternativen hinsichtlich der gleichen Attribute unterscheiden lassen. Diese Eigenschaft wird unmittelbar deutlich, wenn wir in unserem Beispiel anstelle eines der beiden Busse die Bahn als Verkehrsmittel berücksichtigen. Offensichtlich würden Bus und Bahn aus der Perspektive des Entscheidenden stärker miteinander konkurrieren als jedes der beiden mit dem Verkehrsmittel Auto. Der Grund dafür liegt in der größeren Ähnlichkeit zwi-

schen Bus und Bahn, relativ zur Option Auto. Der Choice Set weist also eine neue Dimension auf, hinsichtlich derer sich die Alternative Auto von den beiden anderen unterscheidet und die nicht zwischen den Verkehrsmitteln Bus und Bahn diskriminiert.¹¹⁶

Wenn solche systematischen Heterogenitäten zwischen den Alternativen bestehen, dann liefern Modelle, die auf der IIA-Annahme beruhen, inkonsistente Schätzungen.

Einen Ausweg im Rahmen multinomialer Logit-Modelle bietet hier das so genannte Nested-Logit, welches von korrelierten Fehlertermen zwischen den Zufallsnutzen der einzelnen Alternativen ausgeht (Maier, Weiss 1990, S. 152ff.). Typische Entscheidungen, die eine Nested-Struktur aufweisen, wären die Wahl des Studienfachs in Abhängigkeit von der Entscheidung zu studieren oder nicht oder die Wahl einer Partei in Abhängigkeit von der Entscheidung überhaupt wählen zu gehen (Thurner 1998). In beiden Fällen würde man davon ausgehen, dass die Entscheidung zwischen Studienfächern bzw. Parteien, nicht unabhängig ist von der vorgelagerten Entscheidung zu studieren bzw. wählen zu gehen. Im Hinblick auf unsere folgende Anwendung des ROLM stellt sich das Problem genisteter Choice Sets offensichtlich nicht, da wir uns nur für die Präferenzordnungen von Wählern hinsichtlich einzelner Parteien interessieren. Präferenzen bezüglich der Alternative Nichtwahl werden nicht berücksichtigt. Aus theoretischer Sicht gibt es daher keinen Grund von einer Verletzung der IIA aufgrund substantiell unterschiedlicher Alternativenmengen auszugehen.

Empirisch könnte die IIA dennoch verletzt sein, wenn sich bestimmte Parteien aufgrund unbeobachteter Merkmale untereinander stärker ähneln als andere. Solche Ähnlichkeiten sollten in der Regel zufällig auftreten. Sofern sie systematischer Natur sind, kann die Inklusion zusätzlicher sozioökonomischer Variablen helfen Heterogenitäten im Bewertungsverhalten über Subpopulationen hinweg auszugleichen (Ben-Akiva, Lerman 1985, S. 111).¹¹⁷ Das Vorliegen einer solchen Korrelation weist auf die Existenz nicht berücksichtigter Drittvariablen hin.¹¹⁸ In der Regel wird diesem Problem aber nur Beachtung geschenkt, wenn *theoretische* Gründe die Kontrolle zusätzlicher Drittvariablen nahe

¹¹⁶ Eine solche Dimension wäre beispielsweise: „selbst fahren“ vs. „gefahren werden“

¹¹⁷ Diese Korrektur ist nur möglich, sofern sich die Ähnlichkeitsbeziehungen zwischen Alternativen durch Variablen ausdrücken lassen, die tatsächlich in Daten enthalten sind.

¹¹⁸ Im normalen Regressionsmodell würde dies eine Korrelation in den Fehlertermen implizieren, die aufgrund der Annahme unabhängig und identisch (IID) verteilter Fehlerterme bei der Modellanpassung in die Schätzung der Parameter eingeht, was zur Verzerrung derselben führt. Dasselbe gilt für Logit-Modelle, welche ebenfalls von IID-Fehlern ausgehen.

legen. Solange aus theoretischer Sicht kein Anlass gegeben ist an dem Analysemodell zu zweifeln, sollte nicht wahllos nach Kontrollvariablen gesucht werden.¹¹⁹

Heterogenitäten in den repräsentativen Vorlieben einer Population können andererseits auch auf gänzlich unbeobachtete Merkmale zurückzuführen sein, die sich nicht über die Inklusion zusätzlicher Variablen ausgleichen lassen. Dieses Argument wird meist von Befürwortern Multinomialer Probit Modelle angeführt (Alvarez, Nagler 1998). Da Probit-Modelle allgemein keine extremwert-, sondern normalverteilte Zufallsnutzen zugrunde legen, unterliegen sie nicht der Beschränkung der IIA. Daraus ergibt sich die Möglichkeit, Korrelationen zwischen den Fehlern der Zufallsnutzen zuzulassen (Ben-Akiva, Lerman 1985, Maier, Weiss 1990, Alvarez, Nagler 1998). Leider bereitet die Schätzung Multinomialer Probit Modelle immer noch rechnerische Schwierigkeiten, darüber hinaus steht die Entwicklung eines Probit Modells zur Analyse von Rangordnungen noch aus. Für den Moment scheint das ROLM das einzig verfügbare Modell zur Analyse von Rangdaten zu sein.¹²⁰

Ein letzter Punkt gilt der Möglichkeit statistischer Tests der IIA. Die am weitesten verbreiteten statistischen Tests der IIA stammen von Hausman und McFadden (1984) und Small und Hsiao (1982). Beide Tests basieren auf der Idee, dass die Entfernung von Alternativen aus dem Choice Set die Parameterschätzungen nicht beeinträchtigen sollte. Eine signifikante Änderung der Modellparameter unter Ausschluss einer Alternative wäre somit ein deutlicher Hinweis auf eine Verletzung der IIA. Die Verwendung solcher Tests ist aber nicht ohne Schwierigkeiten. Maier und Weiss (1990, S. 196) stellen beispielsweise fest, dass die Ergebnisse der Tests davon abhängen, welche Alternative aus dem Choice Set entfernt wird und sich entsprechend widersprüchliche Ergebnisse einstellen können, je nach berücksichtigter Alternativenmenge.¹²¹

¹¹⁹ Wie bereits in Abschnitt 2.1 erläutert wurde, besteht im Rahmen unserer Analyse kein Grund zur Inklusion vieler Kontrollvariablen, da wir davon ausgehen, dass bestimmte Drittvariablen nicht die relative Erklärungskraft der räumlichen Modelle zueinander beeinträchtigen, sondern vielmehr, dass sie alle Modelle gleichermaßen betreffen sollten. Das ist gleichbedeutend mit der Annahme, dass sich die Natur von Policy-Präferenzen nicht zwischen Subpopulationen unterscheidet.

¹²⁰ Außerdem sollten Verletzungen der IIA, aufgrund unbeobachteter Heterogenitäten in der Population, sich auf den Test räumlicher Modelle nicht anders auswirken als unberücksichtigte Drittvariablen. Die absoluten Effekte wären verzerrt, ihr Verhältnis zueinander jedoch nicht.

¹²¹ Im Rahmen der folgenden Analysen wurden entsprechende Spezifikationstests durchgeführt. Die Ergebnisse dieser Tests werden jedoch nur am Rande erwähnt.

Zusammenfassend können wir sagen, dass Inkonsistenzen in den Schätzern des ROLM aufgrund der restriktiven IIA-Annahme grundsätzlich nicht auszuschließen sind. Zur Vermeidung krasser Fehlspezifikationen sollte bei Anwendungen des ROLM allerdings stets darauf geachtet werden, dass erstens der Choice Set keine offensichtlich genisteten Alternativen enthält, zweitens die Alternativen möglichst gleichartig in ihren Attributen sind – also beispielsweise nur Präferenzordnungen über einen Choice Set von Parteien analysiert werden, der nicht noch zusätzlich Verbände oder Gewerkschaften enthält – und drittens, offensichtlich identische Alternativen nicht als getrennte Alternativen in die Analyse eingehen. Alle diese Erfordernisse sind im vorliegenden Fall gegeben.

2.2.6 Diagnostik: Heteroskedastische Rangfolgen

Eine wichtige Eigenschaft des ROLM im Gegensatz zu Conditional Logit liegt darin, dass zur Schätzung der Nutzegewichte die gesamte Information aus den individuellen Rangordnungen genutzt wird. Die Formulierung konstanter Logit-Koeffizienten über alle Stufen des Auswahlprozesses macht deren Schätzer effizienter als die eines einfachen Conditional Logit Modells (Chapman, Staelin 1982, S. 291). Die Schätzungen der latenten Nutzenfunktionen werden also präziser, was unserer Überprüfung verschiedener räumlicher Nutzenfunktionen entgegenkommt. Eine mitunter problematische Implikation konstanter Logit-Koeffizienten ist, dass jede Stufe des Ranking-Prozesses den gleichen Informationsgehalt bezüglich der unterliegenden Nutzenfunktion besitzt. Anders ausgedrückt, geht man davon aus, dass der „Fehler“, den Individuen bei der Auswahl ihrer Erstpräferenz machen, genau so groß ist wie bei der Auswahl der (vor)letzten Präferenz.¹²² In der Praxis kann es aber durchaus vorkommen, dass Befragte zur Auswahl niedererrangiger Alternativen weniger kognitiven Aufwand betreiben. Infolgedessen wären Rangfolgen am unteren Ende der Präferenzordnungen stärker durch zufällige Einflüsse bestimmt. Das relative Gewicht von systematischer Komponente zu stochastischer Komponente innerhalb des Zufallsnutzenmodells würde also mit niedrigeren Rängen abnehmen. Dieses Phänomen größerer Fehlervarianz am unteren Ende der Rangordnung wird als Heteroskedastizität in den Rangfolgen bezeichnet (Chapman, Staelin 1982, Hausman, Ruud 1987, Allison, Christakis 1994). Es hat zur Folge, dass mehr zu-

¹²² Strenggenommen handelt es sich hier nicht um „Fehler“ der Individuen, sondern um Vorhersagefehler des Beobachters. Eine bessere Formulierung wäre daher vielleicht, dass die Auswahl niederrangiger Alternativen nicht mehr und nicht weniger durch idiosynkratische (bzw. unsystematische) Eigenschaften der Individuen bestimmt wird, als die Auswahl höherrangiger Alternativen.

fällige Varianz in die Parameterschätzungen der Nutzegewichte eingeht und diese entsprechend gegen Null hin verzerrt werden.

Heteroskedastische Rangordnungen lassen sich auf mehrere Arten diagnostizieren. Chapman und Staelin (1982, S. 292f.) schlagen vor, die relativen Log-Likelihood Verbesserungen (Pseudo R^2) von ROLM-Schätzungen über unterschiedlich „tiefe“ Rangordnungen miteinander zu vergleichen. Tiefe bezeichnet hierbei die Zahl der Stufen der im Ranking-Prozess zu vergebenden Rangplätze. Die relative Log-Likelihood Verbesserung (McFadden 1974, S. 121) gibt den Zuwachs der Vorhersagekraft eines Modells an, der durch die Inklusion zusätzlicher Parameter entsteht, gegenüber einer restringierten Version des Modells, welche in der Regel nur eine Konstante enthält. Da nach Chapman und Staelin das Pseudo R^2 nicht von der Tiefe des Ranking-Prozesses abhängt, sollte es mit zunehmender Tiefe relativ konstant bleiben. Beobachtet man ab einer bestimmten Tiefe einen substantiellen Rückgang des Pseudo R^2 -Wertes, so lässt sich dies als Hinweis auf heteroskedastische Rangordnungen interpretieren.

Als zweite Möglichkeit schlagen Chapman und Staelin vor, die Stichprobe anhand der Ränge in zwei Gruppen zu teilen. In der ersten Gruppe sind nur Top-Ränge unterschieden, beispielsweise Erst-, Zweit- und Drittppräferenzen.¹²³ Die zweite Gruppe enthält alle übrigen niederen Ränge.¹²⁴ Wenn beide Gruppen, insbesondere die kleinere zweite Gruppe, ausreichend Fälle enthalten, um sinnvolle Parameterschätzungen durchzuführen, dann lässt sich die Hypothese gleicher Parameter anhand eines Likelihood Ratio Tests bestimmen. Notiert man mit $L(M^T)$ die Likelihood der Schätzung des ROLM über die Top-Ränge, mit $L(M^R)$ die Likelihood der Schätzung über alle niedrigen Ränge und mit $L(M^G)$ die Likelihood des ROLM über die gesamten Daten, dann ist die Likelihood Ratio Teststatistik für die Nullhypothese $M^T = M^R$ gegeben als:

$$-2[L(M^G) - [L(M^T) + L(M^R)]]$$

Diese Teststatistik ist Chi-quadrat verteilt. Kann die Nullhypothese nicht verworfen werden, so deutet dies darauf hin, dass die Rangordnungen beider Subgruppen von

¹²³ In praktischen Anwendungen erreicht man dies durch Kodierung niederer Ränge als Rangplatzbindungen. Damit wird erreicht, dass das zu schätzende ROLM nicht bis zur letzten Auswahlstufe „explodiert“, sondern bereits früher abbricht.

¹²⁴ Zur Schätzung des ROLM über niedrige Ränge müssen alle höheren Ränge aus der Analyse ausgeschlossen werden. Aufgrund dieser fehlenden Rangbeobachtungen fällt die zweite Gruppe niedrigerer Ränge stets kleiner aus als die erste.

demselben Bewertungsmechanismus erzeugt wurden und folglich gemeinsam mit demselben Modell analysiert werden können.

Allison und Christakis (1994, S. 216ff.) schlagen zur Diagnose zufälligerer Rankings vor, eine Dummy-Variable einzuführen, die für niedrigere Ränge den Wert eins annimmt, sonst null. Anschließend bildet man Interaktionen zwischen dieser Dummy-Variable und den alternativenspezifischen Konstanten und nimmt sowohl Konstanten als auch Interaktionen in das Modell auf. Unter der Nullhypothese konstanter Nutzen Gewichte sollten die alternativenspezifischen Konstanten sich mit späteren Stufen im Ranking-Prozesses nicht verändern, was bedeutet, dass die Koeffizienten der Interaktionsterme nicht signifikant verschieden von null sein sollten. Allison und Christakis schlagen einen Wald bzw. Likelihood Ratio Test der Nullhypothese vor, dass alle Interaktionsparameter null sind. Auch die Beobachtung von Chapman und Staelin, dass Heteroskedastizität die Koeffizienten gegen null hin verzerrt, lässt sich mit dieser Vorgehensweise überprüfen, indem man für jede Alternative die Summe aus Konstante und Interaktionseffekt bildet. Bei Vorliegen von Heteroskedastizität sollten diese stets näher bei null liegen als die jeweilige Konstante ohne Interaktionsterm.¹²⁵

Insgesamt schlagen alle Autoren vor, bei Anzeichen einer Verletzung der Homoskedastizitätsannahme die Rangordnungen nur bis zu einer begrenzten Tiefe zu analysieren, bei der man davon ausgehen kann, dass die zugrunde liegende Auswahlfunktion denselben Fehler aufweist. Alle tieferen Ränge sollten nicht berücksichtigt werden bzw. als Rangplatzbindungen in die Analyse eingehen.¹²⁶

¹²⁵ Für eine Anwendung dieses Tests, siehe Abschnitt 2.3.2

¹²⁶ Hausman und Ruud (1987) schlagen vor, heteroskedastische Fehlervarianzen über Ränge hinweg direkt in die Maximum Likelihood Schätzung des Zufallsnutzenmodells aufzunehmen. Bei Z zu vergebenen Rängen führen sie hierzu $Z-1$ Skalierungsparameter σ_r für die stochastische Fehlerkomponente des Zufallsnutzens ein:

$$V_x = \beta m_x + \frac{\varepsilon_x}{\sigma_r} \quad \sigma_r > 0$$

Kleinere Werte von σ_r gehen mit größeren Fehlervarianzen einher, weshalb Schätzungen von σ_r kleiner werden sollten für niedrigere Ränge. Auf diese Weise lassen sich die zunehmenden Idiosynkrasien bei der Auswahl niederrangiger Alternativen kompensieren. Die direkte Modellierung von heteroskedastischen Rangdaten unter Verwendung eines Skalierungsparameters stellt einen viel versprechenden Ansatz für zukünftige Anwendungen des ROLM dar.

2.3 Empirische Überprüfung räumlicher Modelle

Nachdem wir nun das ROLM entwickelt und eingehend erläutert haben, können wir uns dem empirischen Test von Distanz-, RM- und Matthews-Modell zuwenden. Die dazu verwendeten Variablen und Operationalisierungen werden im nächsten Abschnitt erläutert. Anschließend wird mit Hilfe der vorgestellten diagnostischen Verfahren die korrekte Rangtiefe des Analysemodells bestimmt und die Ergebnisse der verschiedenen Tests berichtet. Der letzte Abschnitt bietet eine ausführliche Interpretation und Einordnung der Ergebnisse in den Kontext der theoretischen und empirischen Literatur.

2.3.1 Datensatz und Operationalisierungen

Grundlage der Analyse bilden die Daten zweier Vorwahlstudien zu den Bundestagswahlen 1998 und 2002.¹²⁷ Die Studien basieren auf einer repräsentativen Stichprobe aller in Deutschland wohnhaften Personen ab dem 16. Lebensjahr. Beide Erhebungen enthalten identische Issue-Skalen zu drei verschiedenen Sachfragen: Kernenergie, Zuwanderung und europäische Einigung (Frageformulierungen siehe Anhang 2). Für jedes dieser Issues wurden die Befragten aufgefordert auf einer sieben-Punkte-Skala sowohl ihre eigene, als auch die Position der einzelnen Parteien zu benennen. Ebenso wurden ihre Selbsteinstufungen, sowie Einstufungen der Parteien, auf einer elf-Punkte Links-Rechts-Skala abgefragt. Insgesamt stehen somit vier Issue-Dimensionen zur Modellierung des Wählernutzens zur Verfügung.¹²⁸

Abhängige Variablen sind die ordinalen Bewertungen der vier Parteien CDU/CSU, SPD, FDP und Grüne in Westdeutschland, sowie der CDU/CSU, SPD und PDS in Ostdeutschland.¹²⁹ Idealerweise erfolgt die Erhebung solcher Rangfolgen im Rahmen einer ROLM-Analyse, indem man die Befragten aufgefordert, die betreffenden Parteien der Reihe nach, von bester zu schlechtester zu ordnen. Mangels einer entsprechenden Erhebung in den vorliegenden Studien, wurden die ordinalen Parteipräferenzen aus den Skalometerbewertungen der einzelnen Parteien konstruiert. Diese messen die allgemeine Einstellung gegenüber jeder Partei auf einer elf-Punkte-Skala von minus fünf bis plus

¹²⁷ Beide Studien wurden im Rahmen des Forschungsprojektes ‚Politische Einstellungen, politische Partizipation und Wählerverhalten im vereinigten Deutschland‘, unter der Leitung von Jürgen Falter, Oscar Gabriel und Hans Rattinger durchgeführt.

¹²⁸ Dabei wurde die elf Punkte Skalierung der Rechts-Links Skala in eine sieben Punkte Skalierung überführt.

¹²⁹ Aufgrund der unterschiedlichen Parteiensysteme, sowie unbeobachteter Heterogenitäten zwischen beiden Populationen, wurden für Ost- und Westdeutschland getrennte Analysen gerechnet.

fünf. Die Annahme intrasubjektiver Vergleichbarkeit der Skalometerbewertungen erlaubt für jeden Befragten die Konstruktion von Ordnungsrelationen über alle betrachteten Parteien (Coombs 1960, S. 150). Die Parteien wurden also anhand ihrer Skalometerbewertungen in eine ordinale Reihenfolge gebracht, wobei gleiche Bewertungen als Rangplatzbindungen behandelt werden. Unvollständige Bewertungen wurden aus der Analyse ausgeschlossen.¹³⁰ Auch wenn das ROLM die Analyse unvollständiger Bewertungen erlaubt, so setzt dies doch voraus, dass alle nicht bewerteten Alternativen schlechter eingestuft werden, als die vorhandenen Alternativen. Da im vorliegenden Fall aber keine echten Rangordnungen erhoben wurden, kann man nicht mit Sicherheit davon ausgehen, dass fehlende Skalometerwerte zwingend mit einer schlechteren Bewertung einhergehen. Aus diesem Grund wurden nur vollständige Rangordnungen analysiert.

Als einzige Kontrollvariable wurde auf die Parteiidentifikation der Befragten zurückgegriffen. Diese wurde mit der Standard-Parteineigungsfrage erhoben, gefolgt von einer Frage nach der Stärke der jeweiligen Parteineigung. Aus beiden Messungen wurde eine generische Variable ‚Parteiidentifikation‘ gebildet, die den Wert der Stärke der Parteineigung annimmt, wenn der Befragte der entsprechenden Partei zugeneigt ist, ansonsten null.¹³¹ Befragte ohne Parteineigung und „weiß nicht“ Antworten wurden als null kodiert. Befragte, die keine Angabe machten, wurden ebenso wie Befragte, die eine Neigung gegenüber den Republikanern oder einer sonstigen Partei angaben, aus der Analyse ausgeschlossen.

Zur Operationalisierung der Issue-Distanzen wurde auf die City-Block Distanz zurückgegriffen (vgl. Abschnitt 1.1.2.1). Die Verwendung der City-Block Distanz erfolgt aus mehreren Gründen. Der erste Grund liegt in der Einfachheit des Zusammenhangs, den sie zwischen Distanz und Bewertung unterstellt. Im Kontext von Umfragedaten scheint dies die naheliegendste Operationalisierung zu sein, weil sie am wenigsten von dem konkreten Erhebungsinstrument, den Issue-Skalen, abstrahiert. Bewertung und Policy-Distanz folgen im City-Block Modell derselben (intraindividuellen) Metrik. Die Annahme nichtlinearer Bewertungsfunktionen, wie der quadrierten Distanz, geht stattdessen von zwei verschiedenen Metriken für Bewertung und Policy-Distanz aus, die die

¹³⁰ Unvollständige Bewertungen liegen vor, wenn Befragte in Westdeutschland für eine oder mehrere der Parteien CDU/CSU, SPD, FDP und Grüne keine Angabe gemacht haben, bzw. in Ostdeutschland für eine oder mehrere der Parteien CDU/CSU, SPD und PDS.

¹³¹ Zur Angemessenheit der Modellierung von Parteineigung als generischer Variable, vgl. Thurner (1998, S. 241f.)

Formulierung einer Transformationsfunktion erforderlich machen. Damit stellen sie höhere Anforderungen an die Datenqualität, was sich in der Regel in einer schlechteren Modellanpassung gegenüber der City-Block Distanz niederschlägt (vgl. Westholm 1997, Thurner 1998). Noch wichtiger ist aber die Tatsache, dass das RM-Modell ebenfalls eine gleiche Metrik von Policy- und Bewertungsraum unterstellt. Die Nutzenfunktion im RM-Modell ist stets linear. Im Sinne eines angemessenen Modelltests sollte daher der angenommene Distanznutzen ebenfalls einer linearen Funktion folgen.

Das Matthews-Modell wird in der von Merrill und Grofman (1997) vorgeschlagenen Weise spezifiziert (vgl. Abschnitt 1.3.1), die auch dem ursprünglichen Konzept von Matthews (1979) entspricht. Außerdem liegt bisher keine Anwendung des Matthews-Modells vor, die als Referenzpunkt dienen könnte. Darüber hinaus erlaubt diese Spezifikation die Schätzung von Issue-Gewichten, was auf die lineare Matthews-Nutzenfunktion nicht zutrifft. Aus explorativen Gründen wurden auch Modellschätzungen auf der Basis einer linearen Spezifikation des Matthews-Modells durchgeführt. Die Ergebnisse dieser Schätzungen finden sich in Anhang 3.1.

Zur Berechnung der ungewichteten Komposit-Modellnutzen wurden alle Befragten berücksichtigt, die auf mindestens zwei Issues Positionierungen vorgenommen haben.¹³² Diese Vorgehensweise hat den Vorteil, dass Befragte, die nicht auf allen Issues eine Positionierung vorgenommen haben, trotzdem in die Analyse mit eingehen. Die Bedingung vollständiger Angaben auf mindestens zwei Issues soll gewährleisten, dass die Nutzenbewertungen möglichst differenziert ausfallen. Insbesondere das Matthews-Modell kommt erst ab zwei Policy-Dimensionen zu differenzierten Bewertungen. Auf einer Dimension unterscheidet es lediglich drei Nutzenniveaus: 1 für gleiche Richtungen, (-1) für entgegengesetzten Richtungen und 0 bei Indifferenz. Ähnliches gilt für die Richtungskomponente des RM-Modells. Bei einer Dimension sorgen lediglich die Intensitäten für Abstufungen in den Nutzenwerten. Die Richtungskomponente des RM-Modells kann ebenfalls erst ab zwei Dimensionen über den gesamten Wertebereich streuen. Um Unterschiede in absoluten Bewertungsniveaus auszugleichen wurde bei Distanz und RM-Modell durch die Zahl der berücksichtigten Issues J_i dividiert.¹³³

¹³² In einem zweiten Analyseschritt wurden Issue-Gewichte geschätzt und auf deren Basis gewichtete Kompositnutzen gebildet.

¹³³ Vgl. Rabinowitz und Macdonald (1989), Krämer und Rattinger (1997), Maddens, Hajnal (2001)

$$U_{ik}^D = - \frac{\sum_{j=1}^{J_i} |v_{ij} - p_{ijk}|}{J_i}$$

und¹³⁴

$$U_{ik}^{RM} = \frac{\sum_{j=1}^{J_i} v_{ij} \cdot p_{ijk}}{J_i}$$

Im Matthews-Modell ist eine Normalisierung auf die Zahl der verfügbaren Issues bereits in der Modellformulierung enthalten (vgl. Abschnitt 1.3.1):

$$U_{ik}^M = \frac{\sum_{j=1}^{J_i} v_{ij} \cdot p_{ijk}}{\sqrt{\sum_{j=1}^{J_i} v_{ij}^2} \sqrt{\sum_{j=1}^{J_i} p_{ijk}^2}}$$

Um die relativen Einflüsse der räumlichen Modellnutzen auf die systematische Komponente des Zufallsnutzenmodells vergleichen zu können, wurden sämtliche Modellnutzen auf den Wertebereich $[-1, 1]$ normiert. Diese Operation ist zulässig, da Nutzenfunktionen allgemein als invariant gegenüber affinen (linearen) Transformationen gelten (Varian 1997).

Aufgrund fehlender Werte reduziert sich die Fallzahl der westdeutschen Befragten im Jahr 1998 von ursprünglich 1088 auf 869 und im Jahr 2002 von 1121 auf 881. Für ostdeutsche Befragte geht sie im Jahr 1998 von 520 auf 392 und im Jahr 2002 von 511 auf 349 Fälle zurück. Diese vergleichsweise moderaten Ausfallraten sind größtenteils durch die Verwendung kompositer Nutzenfunktionen über alle verfügbaren Issues bedingt. Entsprechende Modellschätzungen unterliegen der Annahme konstanter Issue-Gewichte. Eine Schätzung spezifischer Issue-Gewichte erfordert dagegen, dass jeder Befragte vollständige Angaben bezüglich aller Issues macht. Die Zahl der verfügbaren Fälle reduziert sich dadurch für Westdeutsche im Jahr 1998 auf 566, bzw. 552 im Jahr 2002. Für Ostdeutsche verringert sie sich 1998 auf 243 und im Jahr 2002 auf 169.

¹³⁴ Als neutraler Punkt im RM-Modell dient der Skalenmittelpunkt, welcher den Wert null erhält. Dasselbe gilt für das Matthews-Modell und Distanzmodell, wobei der Nutzen im Distanzmodell invariant gegenüber der Position des Nullpunktes ist. Alle Issue-Skalen nehmen also Werte in dem Intervall $[-3, 3]$ an.

2.3.2 Spezifikation der Rangtiefe

Bevor wir zur Darstellung der Ergebnisse kommen, gilt es, die geeignete Analysetiefe des ROLM zu bestimmen. Wenden wir uns zunächst den westdeutschen Befragten zu. Aufgrund der relativ geringen Zahl zu vergebender Rangplätze $Z = 4$ scheint die von Allison und Christakis (1994) vorgeschlagene Diagnostik am besten geeignet (vgl. Abschnitt 2.2.6).¹³⁵ Betrachten wir zunächst die Schätzungen der alternativenspezifischen Konstanten ohne Berücksichtigung der Interaktionsterme (Tabelle 2). Die systematische Nutzenkomponente in diesem Modell lässt sich also schreiben als $V_x = \alpha_x$.

Tabelle 2. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit mit alternativenspezifischen Konstanten (BTW 1998, 2002 Westdeutschland)

	1998		2002	
	Konst.	SE	Konst.	SE
SPD	1,048	0,068	0,954	0,066
CDU	0,538	0,069	0,416	0,069
FDP	0,031	0,068	0,342	0,066
LR χ^2	337,914		228,551	
Pr > χ^2	0,000		0,000	
R ² _{MF}	0,074		0,049	

1998: N = 3476 N(R) = 869

2002: N = 3524 N(R) = 881

Konstante für Grüne fixiert auf null

Alle Konstanten außer FDP 98 signifikant mit $p < 0,05$

N(R): Zahl der Befragten

Die alternativenspezifischen Konstanten geben Auskunft über die Basiswahrscheinlichkeiten, dass eine Alternative an einer beliebigen Stelle des Ranking-Prozesses ausgewählt wird. Aus Identifikationsgründen muss eine Konstante auf null beschränkt werden, in diesem Fall für die Alternative Bündnis 90/Grüne. Die numerischen Werte der

¹³⁵ Die von Chapman und Staelin vorgeschlagenen Methoden scheinen hier weniger geeignet: Das Kriterium der Änderung in den relativen Log-Likelihood Verbesserungen (Pseudo R²) hat den Nachteil, dass es keinen eindeutigen kritischen Wert liefert, der einen Abbruch des Ranking-Prozesses nahe legt. Der Likelihood Ratio Test würde zwar ein solches Kriterium bieten. Die Tests von Allison und Christakis bieten dieses Kriterium ebenfalls und sind darüber hinaus auch anschaulicher, da sie mehr über die Natur der Verzerrung offenbaren.

Konstanten geben die Differenz der logarithmierten Chance der Auswahl¹³⁶ einer Alternative gegenüber der Referenzalternative Bündnis 90/Grüne an. Exponieren liefert die Auswahlchancen der Parteien gegenüber den Grünen. Beispielsweise ist im Jahr 1998 die Chance der SPD gewählt zu werden um den Faktor $e^{1,0} = 2,7$ größer als die Chance der Grünen. Die Chance der CDU gegenüber den Grünen gewählt zu werden ist dagegen nur um den Faktor $e^{0,5} = 1,7$ größer. Die vorhergesagte Basiswahrscheinlichkeit des ersten Rangplatzes für die SPD ist gegeben als $e^{1,05}/(1+e^{1,05}+e^{0,54}+e^{0,03}) = 0,43$, für die CDU entsprechend als 0,26 und für FDP und Grüne als 0,16 bzw. 0,15.¹³⁷ Die vorhergesagte (bedingte) Basiswahrscheinlichkeit eines zweiten Rangplatzes für die SPD ergibt sich beispielsweise als 0,31.¹³⁸

Für die relativen Chancen der Auswahl einer Alternative spielt es im ROLM keine Rolle, wie viele Alternativen bereits ausgewählt wurden, d.h. an welcher Stelle des Ranking-Prozesses wir uns befinden.¹³⁹ Die Logit Koeffizienten – die logarithmierten relativen Chancen – sollten also an jeder Stelle des (hypothetischen) Auswahlprozesses dieselben sein. Diese Annahme lässt sich durch die Einführung alternativenspezifischer Interaktionsvariablen in das Analysemodell testen. Hierzu wurden $A - 1$ Interaktionen zwischen den alternativenspezifischen Konstanten und einer Dummy-Variable gebildet, die den Wert eins annimmt für Ränge $r > 2$, sonst null. Die systematische Nutzenkomponente hat dann folgende Form: $V_x = \alpha_x + \beta_x c_x$. Wobei $c = 1$ für $r > 2$, sonst null.

Tabelle 3 gibt die Ergebnisse dieser diagnostischen Schätzungen wieder. Gemäß unserer Modellannahmen dürften die Koeffizienten der Interaktionsvariablen nicht signifikant verschieden von null verschieden sein. Die entsprechenden Wald bzw. Likelihood Ratio Testsstatistiken der Nullhypothese, dass alle Interaktionsterme null sind, sind in Tabelle 3 angegeben. Die Nullhypothese homoskedastischer Rangfolgen lässt sich in beiden Stichproben mit $p < 0,001$ ablehnen. Weiterhin geht aus Tabelle 3 hervor, dass die Zuweisung späterer Ränge unsystematischer erfolgt als die Zuweisung früherer Ränge.

¹³⁶ Die Bezeichnung Auswahl bezieht sich im Folgenden nicht auf die konkrete Wahlentscheidung des Befragten, sondern dessen Neigung, der entsprechenden Alternative einen höheren Rang zuzuweisen, sie also stärker zu präferieren. Höhere Auswahlwahrscheinlichkeiten bedeuten, dass die entsprechende Alternative eine höhere Wahrscheinlichkeit besitzt im Verlauf des unterstellten Ranking-Prozesses ausgewählt zu werden. Über viele Befragte hinweg impliziert dies im Mittel einen höheren Rang dieser Alternative (Allison und Christakis 1994).

¹³⁷ CDU: $e^{0,54}/(1+e^{1,05}+e^{0,54}+e^{0,03})$, FDP: $e^{0,03}/(1+e^{1,05}+e^{0,54}+e^{0,03})$, Grüne: $1/(1+e^{1,05}+e^{0,54}+e^{0,03})$

¹³⁸ $\hat{P}(r_2=SPD) = 0,26 * e^{1,05}/(1+e^{1,05}+e^{0,03}) + 0,16 * e^{1,05}/(1+e^{1,05}+e^{0,54}) + 0,15 * e^{1,05}/(e^{1,05}+e^{0,54}+e^{0,03})$

¹³⁹ Diese Eigenschaft folgt direkt aus der IIA-Annahme (Chapman, Staelin 1982).

Alle Interaktionskoeffizienten haben ein negatives Vorzeichen, die Logit Effekte auf die Auswahlwahrscheinlichkeit der einzelnen Alternativen für Ränge $r > 2$ liegen alle näher bei null als die Logit Effekte für Ränge $r < 2$.¹⁴⁰ Logit Koeffizienten von null für alle Alternativen implizieren gleiche Auswahlwahrscheinlichkeiten, d.h. eine Zufallsziehung zwischen allen Alternativen.

Tabelle 3. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit mit alternativenspezifischen Konstanten und diagnostischen Interaktionstermen (BTW 1998, 2002 Westdeutschland)

	1998		2002	
	Konst.	Interaktion	Konst.	Interaktion
SPD	2,788	-2,878	2,653	-2,264
CDU	3,423	-5,001	3,713	-5,678
FDP	2,055	-3,400	2,285	-3,664
Wald $\chi^2(3)$	895,270		978,940	
Pr > χ^2	0,000		0,000	
LR $\chi^2(3)$	1845,730		2075,650	
Pr > χ^2	0,000		0,000	

1998: N = 3476 N(R) = 869

2002: N = 3524 N(R) = 881

Konstante für Grüne fixiert auf null

Die Zuweisung späterer Ränge zeigt deutliche Anzeichen einer solchen Zufallsziehung. Wir gehen somit von abnehmender Präzision im Ranking-Prozess, d.h. von einem Verfall der unterliegenden Auswahlfunktion aus und berücksichtigen in den folgenden Analysen nur Ränge bis zu einer Tiefe von $Z = 3$.¹⁴¹ Für Ostdeutschland gehen wir ebenfalls von einer maximalen Rangzahl $Z = 3$ aus. Da der Choice Set in der ostdeutschen Stichprobe nur die drei Parteien SPD, CDU und PDS enthält, entfallen entsprechende diagnostische Tests.¹⁴²

¹⁴⁰ Logit-Effekte für Ränge $r > 2$, SPD 98: -0,09, SPD 02: 0,39, CDU 98: -1,58, CDU 02: -1,97, FDP 98: -1,35, FDP 02: -1,38

¹⁴¹ Allison und Christakis (1994, S. 218) folgend werden Ränge drei und vier als Rangplatzbindungen kodiert, d.h. sie liefern keine Information mehr zur Schätzung der Auswahlfunktion.

¹⁴² Es sei außerdem angemerkt, dass eine weitere Reduktion der Analysetiefe auf $Z = 2$ das Analysemodell auf ein einfaches Conditional Logit reduzieren würde.

2.3.3 Ergebnisse

Wir beginnen den Vergleich der verschiedenen räumlichen Modelle mit separaten Schätzungen der folgenden Nutzenkomponente:

$$V_{xi} = \alpha_x + \beta U_{xi} + \gamma PI_{xi}$$

Dabei bezeichnet U_{xi} den Gesamtnutzen von Distanz-, RM- oder Matthews-Modell, der sich für jeden Befragten, gemäß der Modellgleichungen aus Abschnitt 2.3.1 ergibt. PI_{xi} steht für die Parteineigung des Befragten.

Tabelle 4. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit von Parteipräferenzen^a auf Policy-Nutzen (BTW 1998, Westdeutschland)

	Distanz ^b	RM	Matthews
Policy-Nutzen	2,382 (0,157)	2,905 (0,215)	1,154 (0,078)
PI	0,817 (0,043)	0,810 (0,042)	0,818 (0,042)
CDU ^c	0,012† (0,095)	0,192† (0,095)	0,171† (0,094)
SPD ^c	0,482 (0,092)	0,878 (0,090)	0,853 (0,091)
FDP ^c	-0,488 (0,093)	-0,101† (0,088)	-0,167† (0,089)
LR χ^2	1522,875	1470,396	1496,010
R ² _{MF}	0,390	0,376	0,383
BIC	-1506,568	-1454,089	-1479,703

N = 3476 N(R) = 869

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, FDP, Grüne}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für Grüne fixiert auf null

Die systematische Komponente in der Nutzenfunktion eines Befragten setzt sich nach dieser Formulierung zusammen aus dem vorhergesagten Policy-Nutzen, der Non-Policy Komponente Parteineigung und einer alternativenspezifischen Konstante, die sonstige systematische „Geschmacksunterschiede“ hinsichtlich der jeweiligen Parteien absorbiert. Die geschätzten Logit Koeffizienten des ROLM entsprechen den Modellparame-

tern $(\hat{\alpha}_x, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ und lassen sich somit als Gewichte in der repräsentativen Nutzenfunktion der Wähler interpretieren. Tabellen 4 bis 7 geben die Ergebnisse der Modellschätzungen für westdeutsche und ostdeutsche Wähler vor den beiden Bundestagswahlen 1998 und 2002 wieder.¹⁴³

Tabelle 5. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit von Parteipräferenzen^a auf Policy-Nutzen (BTW 2002, Westdeutschland)

	Distanz ^b	RM	Matthews
Policy-Nutzen	3,082 (0,171)	4,285 (0,256)	1,397 (0,078)
PI	0,768 (0,039)	0,778 (0,039)	0,771 (0,039)
CDU ^c	-0,230† (0,099)	0,048† (0,098)	0,038† (0,097)
SPD ^c	-0,051† (0,096)	0,470 (0,095)	0,408 (0,094)
FDP ^c	-0,390 (0,092)	0,261 (0,087)	0,146† (0,086)
LR χ^2	1641,766	1600,059	1600,669
R ² _{MF}	0,413	0,402	0,402
BIC	-1625,431	-1583,724	-1584,334

N = 3524 N(R) = 881

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, FDP, Grüne}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für Grüne fixiert auf null

Es zeigt sich, dass jedes der drei Modelle, für sich genommen, einen signifikanten ($p < 0,05$) Erklärungsbeitrag liefert – unter Kontrolle von Parteineigung. Sowohl Distanz-,

¹⁴³ Für jedes der Modelle in Tabellen 4 bis 7 wurden Hausman-Spezifikationstests durchgeführt. Für keines der Modelle ergaben sich eindeutige Hinweise einer Verletzung der IIA, d.h. signifikante Chi-quadrat Teststatistiken bei Ausschluss *jeder* Alternative aus dem Choice Set. Die überwiegende Mehrzahl der Teststatistiken lieferte Chi-quadrat Werte kleiner null. Dies wird als Evidenz für die Gültigkeit der IIA gesehen (vgl. Greene S. 2000, S. 841). Speziell für ostdeutsche Befragte lieferte der Hausman-Test in beiden Wahljahren, für jedes Modell und Ausschluss jeder Alternative eine negative Teststatistik. Für westdeutsche Befragte fielen die allermeisten Teststatistiken negativ aus.

als auch RM- und Matthews-Nutzen gehen positiv in die Auswahlfunktion zur Vorhersage der beobachteten Präferenzordnungen ein. Auch Parteinähe leistet einen signifikanten Erklärungsbeitrag. Eine Parteinähe zu besitzen steigert also die Auswahlwahrscheinlichkeit der entsprechenden Partei (d.h. ihre Wahrscheinlichkeit einen höheren Rang zu erhalten) gegenüber allen anderen Parteien. Dieser Befund ist nicht überraschend, wenn man berücksichtigt, dass sowohl Parteinähe, als auch Distanz- und RM-Modell empirisch bewährte Konzepte zur Erklärung von Parteibewertungen sind.

Tabelle 6. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit von Parteipräferenzen^a auf Policy-Nutzen (BTW 1998, Ostdeutschland)

	Distanz ^b	RM	Matthews
Policy-Nutzen	0,958 (0,256)	1,002 (0,329)	0,402 (0,129)
PI	0,425 (0,046)	0,440 (0,045)	0,437 (0,046)
CDU ^c	0,927 (0,134)	0,862 (0,130)	0,873 (0,131)
SPD ^c	1,708 (0,137)	1,774 (0,138)	1,765 (0,138)
LR χ^2	343,672	338,712	339,092
R ² _{MF}	0,293	0,289	0,289
BIC	-329,532	-324,572	-324,952

N = 1176 N(R) = 392

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, PDS}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für PDS fixiert auf null

Befunde zum Matthews-Modell gibt es mit Ausnahme der Studien von Merrill und Grofman (1997, 1999) dagegen kaum. Werfen wir zunächst einen Blick auf die Effektstärken der einzelnen Policy-Nutzen, dann scheint das RM-Modell in beiden Wahljahren den stärksten Einfluss auf die Parteienbewertung zu haben, gefolgt von Distanz- und

Matthews-Modell.¹⁴⁴ Die entscheidende Frage ist aber welches Modell die beobachteten Daten am besten anpasst, d.h. welches Modell den größten Erklärungsgehalt besitzt.

Tabelle 7. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit von Parteipräferenzen^a auf Policy-Nutzen (BTW 2002, Ostdeutschland)

	Distanz ^b	RM	Matthews
Policy-Nutzen	1,173 (0,250)	1,151 (0,331)	0,420 (0,047)
PI	0,395 (0,048)	0,422 (0,047)	0,523 (0,126)
CDU ^c	0,228† (0,124)	0,213† (0,123)	0,269 (0,126)
SPD ^c	0,789 (0,124)	0,868 (0,125)	0,881 (0,125)
LR χ^2	205,190	194,357	199,124
R ² _{MF}	0,204	0,193	0,198
BIC	-191,283	-180,450	-185,217

N = 1047 N(R) = 349

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, PDS}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für PDS fixiert auf null

Das Standardmaß zur Beurteilung der Güte von Modellen, die mit dem Maximum Likelihood Verfahren geschätzt wurden, ist McFaddens Pseudo R² (McFadden 1974, S. 121). Ein Vergleich der Pseudo R² Werte legt den Schluss nahe, dass sowohl in West-

¹⁴⁴ Aufgrund der einheitlichen Nutzenskala [-1, 1] sind die Effektstärken miteinander vergleichbar. Die Koeffizienten geben den additiven Einheitsseffekt auf die logarithmierte Chance der Auswahl einer Partei gegenüber allen anderen Parteien an. Die Effektstärken sind *nicht* vergleichbar mit dem Effekt der Parteinäigung. Ebenso sind sie *nicht* vergleichbar zwischen verschiedenen Stichproben, d.h. beispielsweise, dass der Koeffizient des Distanzmodells aus der 98er Stichprobe nicht vergleichbar ist mit dem Koeffizienten des Distanzmodells aus der 02er Stichprobe. Logit Koeffizienten sind allgemein nicht vergleichbar zwischen Stichproben bzw. Subpopulationen innerhalb von Stichproben, da jeder Koeffizient konfundiert ist mit der unbeobachteten Skalierung der unterstellten Gumbel-Verteilung (Allison 1999, Ben-Akiva und Lerman 1985). Für die Modellschätzung innerhalb einer Stichprobe ist dies bedeutungslos, zur Vergleichbarkeit mehrerer Stichproben müsste man die zusätzliche (unrealistische) Annahme machen, die Fehlervarianzen in den Stichproben seien identisch skaliert.

als auch Ostdeutschland und in beiden Wahljahren, das Distanzmodell die Daten besser anpasst als RM- und Matthews-Modell. Auffallend ist auch die Performanz des Matthews-Modells, das die Daten nie schlechter anpasst als das RM-Modell.

Auch wenn die Ergebnisse eindeutig zu Gunsten des Distanzmodells ausfallen, so bleibt es unklar, ob die Differenzen zwischen den Pseudo R^2 Werten nun auf einen geringfügigen oder einen deutlich besseren Modellfit schließen lassen. Substantiell lassen sich nur R^2 Werte von null und eins interpretieren (Ben-Akiva, Lerman 1985, S. 167), für Werte dazwischen bietet das Pseudo R^2 keine klare Interpretation. Abhilfe kann hier ein anderes Fitmaß schaffen, das so genannte Bayesianische Informationskriterium (BIC) (Long 1997). Einfach gesagt, gibt es an welches Modell die beobachteten Daten mit größerer Wahrscheinlichkeit erzeugt hätte.¹⁴⁵ Je kleiner das BIC umso größer die Wahrscheinlichkeit. Raftery (1995) formuliert Richtlinien, wie die absolute Differenz zwischen den BICs zweier Modelle zu bewerten ist. Eine Differenz von 0-2 lässt sich demnach als schwache Überlegenheit, 2-6 als deutliche Überlegenheit, 6-10 als starke und Differenzen größer 10 als sehr starke Überlegenheit eines Modells gegenüber einem anderen Modell interpretieren (ebd. S. 139). Ein Vergleich der BIC Werte der vier Analysen zeigt wiederum eine eindeutige Überlegenheit des Distanzmodells, gefolgt vom Matthews-Modell. Beide Modelle liefern eine deutlich bessere Anpassung der Daten als das RM-Modell.

Als nächstes sollen die drei Modelle einem tiefer gehenden Test unterzogen werden. Hierzu werden alle Policy-Nutzen gemeinsam zur Modellierung der repräsentativen Nutzenfunktion verwendet. Ein Vergleich der Effektstärken liefert dann ein Kriterium dafür, welches Modell mit dem stärksten Gewicht in die geschätzte Nutzenfunktion eingeht, *unter Kontrolle der anderen Modelle*. Die entsprechende Nutzenfunktion notiert sich allgemein wie folgt:

$$V_{xi} = \alpha_x + \beta^D U_{xi}^D + \beta^{RM} U_{xi}^{RM} + \beta^M U_{xi}^M + \gamma PI_{xi}$$

Für jede betrachtete Stichprobe (West- und Ostdeutschland, 1998 und 2002) wurden fünf Varianten dieses Modells gerechnet: Drei Varianten mit paarweisen Vergleichen

¹⁴⁵ Das BIC lässt sich auf unterschiedliche Weise berechnen (Raftery 1995, S. 134, Long 1997, S. 111). Hier wurde auf folgende Formulierung zurückgegriffen:

$$BIC = -LR(M) + df \ln N$$

Dabei bezeichnet $LR(M)$ die Likelihood Ratio des Vollmodells. Multipliziert mit dem Faktor (-1) nimmt sie Werte von 0 bis $-\infty$ an, wobei kleinere Werte einen besseren Modellfit angeben. N bezeichnet die Stichprobengröße und df die Zahl der Regressoren.

der Policy-Modelle ohne Kontrolle von Parteineigung, eine Variante mit allen Policy-Modellen ohne Parteineigung und eine Variante mit Parteineigung. Die Ergebnisse sind in den Tabellen 8 bis 11 dargestellt.

Tabelle 8. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit von Parteipräferenzen^a auf Policy-Nutzen (BTW 1998, Westdeutschland)

	M1	M2	M3	M4	M5
Distanz ^b		2,180 (0,261)	1,914 (0,238)	1,817 (0,276)	1,791 (0,308)
Matthews	0,884 (0,134)		0,628 (0,120)	0,575 (0,142)	0,553 (0,159)
RM	1,724 (0,367)	1,241 (0,362)		0,297† (0,425)	-0,483† (0,467)
CDU ^c	0,633 (0,082)	0,493 (0,084)	0,498 (0,083)	0,508 (0,084)	0,053† (0,098)
SPD ^c	1,037 (0,080)	0,713 (0,090)	0,726 (0,086)	0,747 (0,091)	0,575 (0,103)
FDP ^c	-0,245 (0,086)	-0,537 (0,096)	-0,544 (0,091)	-0,522 (0,096)	-0,425 (0,102)
PI					0,814 (0,043)
LR χ^2	858,272	885,979	902,191	902,682	1536,097
R ² _{MF}	0,220	0,227	0,231	0,231	0,393

N = 3476 N(R) = 869

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, FDP, Grüne}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für Grüne fixiert auf null

Betrachtet man zunächst die Befunde hinsichtlich des RM- und Distanzmodells (Modell M2) für westdeutsche Befragte, dann lässt sich festhalten, dass dem Distanzmodell im direkten Vergleich ein deutlich größeres Gewicht in der geschätzten Auswahlfunktion zukommt als dem RM-Modell. Das Nutzengewicht des Distanzmodells ist 2,2 bzw. 2,5, das des RM-Modells lediglich 1,2 bzw. 2,0. Ein Zuwachs im Distanznutzen um eine

Einheit erhöht damit die Auswahlchance einer Alternative um den Faktor 8,8 gegenüber 3,5 beim RM-Modell bzw. 12,6 gegenüber 7,1.¹⁴⁶

Tabelle 9. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit von Parteipräferenzen^a auf Policy-Nutzen (BTW 2002, Westdeutschland)

	M1	M2	M3	M4	M5
Distanz ^b		2,534 (0,278)	2,352 (0,243)	2,135 (0,290)	1,930 (0,324)
Matthews	0,966 (0,129)		0,774 (0,115)	0,680 (0,134)	0,516 (0,148)
RM	2,575 (0,402)	1,967 (0,415)		0,644† (0,479)	0,462† (0,535)
CDU ^c	0,554 (0,087)	0,343 (0,090)	0,349 (0,089)	0,371 (0,091)	-0,117† (0,103)
SPD ^c	0,997 (0,083)	0,652 (0,093)	0,627 (0,087)	0,674 (0,094)	0,144† (0,108)
FDP ^c	0,209 (0,086)	-0,220 (0,103)	-0,266 (0,093)	-0,206 (0,103)	-0,178† (0,109)
PI					0,759 (0,039)
LR χ^2	1007,315	1036,793	1061,250	1063,074	1664,482
R ² _{MF}	0,253	0,261	0,267	0,267	0,418

N = 3524 N(R) = 881

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, FDP, Grüne}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für Grüne fixiert auf null

Weiterhin sieht man, dass unter Berücksichtigung des Matthews-Modells (M4) das RM-Modell keinen signifikanten Erklärungsbeitrag mehr liefert. Auch das Gewicht des Distanzmodells geht gegenüber M2 zurück, aber bei weitem nicht so drastisch wie das des RM-Modells. Dieser Befund ändert sich auch unter Kontrolle von Parteineigung nicht. Letztere verhält sich erwartungsgemäß, wie eine normale Drittvariable: Sie reduziert die

¹⁴⁶ Aufgrund der Normierung der Policy-Nutzen auf [-1, 1] ist ein Anstieg um eine Nutzeinheit eine sehr große Nutzenänderung. Daher kommen die insgesamt recht hohen Logit, bzw. Odds-Ratio Effekte zustande.

Erklärungskraft aller Policy-Modelle (am stärksten die des RM-Modells) und macht die Schätzung ihrer Nutzegewichte unsicherer, was im Anstieg der Standardfehler deutlich wird. Sie hat aber keinen Einfluss auf die relative Erklärungskraft der Policy-Modelle zueinander.¹⁴⁷

Tabelle 10. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit von Parteipräferenzen^a auf Policy-Nutzen (BTW 1998, Ostdeutschland)

	M1	M2	M3	M4	M5
Distanz ^b		1,849 (0,475)	1,422 (0,404)	1,711 (0,493)	1,074 (0,520)
Matthews	0,472 (0,226)		0,122† (0,203)	0,247† (0,237)	0,108† (0,248)
RM	0,715† (0,585)	-0,355† (0,622)		-0,741† (0,723)	-0,428† (0,752)
CDU ^c	0,926 (0,126)	1,007 (0,129)	1,007 (0,129)	1,014 (0,130)	0,934 (0,135)
SPD ^c	1,670 (0,127)	1,542 (0,130)	1,581 (0,128)	1,553 (0,131)	1,696 (0,143)
PI					0,424 (0,046)
LR χ^2	233,727	244,945	244,981	246,031	344,024
R ² _{MF}	0,199	0,209	0,209	0,210	0,293

N = 1176 N(R) = 392

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, PDS}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für PDS fixiert auf null

Das Matthews-Modell hat durchweg einen eher schwachen Einfluss auf Parteibewertungen verglichen mit den beiden anderen Modellen.¹⁴⁸ Allerdings erweist es sich als ebenso robust wie das Distanzmodell gegenüber der Inklusion konkurrierender erklärender Variablen. Insgesamt lässt sich festhalten, dass Distanz- und Matthews-Modell

¹⁴⁷ Aus diesem Grund wurde sie auch bei der Schätzung der Modelle M1 bis M4 nicht als Drittvariable berücksichtigt.

¹⁴⁸ Eine lineare Spezifikation des Matthews-Modells erzielt bessere Resultate als die hier verwendete nichtlineare Nutzenspezifikation (siehe Anhang 3.1). Substantiell ändert sich am Gesamtergebnis aber nichts.

gemeinsam alle relevanten Aspekte policy-orientierter Parteibewertungen westdeutscher Wähler abdecken.¹⁴⁹

Tabelle 11. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit von Parteipräferenzen^a auf Policy-Nutzen (BTW 2002, Ostdeutschland)

	M1	M2	M3	M4	M5
Distanz ^b		2,422 (0,477)	1,726 (0,393)	2,276 (0,494)	1,614 (0,526)
Matthews	0,536 (0,215)		0,047† (0,200)	0,249† (0,225)	0,297† (0,233)
RM	0,747† (0,554)	-0,976† (0,645)		-1,350† (0,721)	-1,379† (0,747)
CDU ^c	0,231† (0,120)	0,177† (0,119)	0,200† (0,121)	0,204† (0,122)	0,242† (0,128)
SPD ^c	0,887 (0,117)	0,696 (0,122)	0,763 (0,120)	0,711 (0,123)	0,750 (0,132)
PI					0,395 (0,048)
LR χ^2	107,681	128,654	126,424	129,867	208,791
R ² _{MF}	0,107	0,128	0,126	0,129	0,207

N = 1047 N(R) = 349

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, PDS}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für PDS fixiert auf null

Durch die Kontrolle des Matthews-Modells lässt sich das RM-Modell in die beiden Komponenten Richtung und Intensität zerlegen. Ein Vergleich von M2 und M4 zeigt, dass das RM-Modell im direkten Vergleich mit dem Distanzmodell zwar bestehen kann. Kontrolliert man aber zusätzlich für die reine Richtungskomponente, dann liefern die Intensitäten des RM-Modells keinen zusätzlichen Erklärungsbeitrag mehr (M4). Die Ergebnisse legen somit den Schluss nahe, dass der Erfolg des RM-Modells gegenüber dem Distanzmodell in erster Linie durch Richtungsaspekte in den Parteibewertungen der Wähler bedingt ist, nicht aber durch Intensitätsaspekte. Eine Berücksichtigung der

¹⁴⁹ Sämtliche Modelle wurden auch mit einer quadratischen Spezifikation des Distanznutzens geschätzt (Ergebnisse nicht dargestellt). An dem dargestellten Befund änderte dies nichts, außer dass der Effekt des Distanzmodells etwas geringer ausfiel.

Richtungsaspekte durch ein reines Richtungsmodell reicht aus, um alle policy-orientierte Parteibewertungen zu abbilden.¹⁵⁰

Tabelle 12. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit von Parteipräferenzen^a auf Policy-Nutzen (BTW 1998, Westdeutschland)

	Distanz ^b	RM	Matthews
Kernenergie	0,945 (0,090)	1,197 (0,125)	1,627 (0,163)
Zuwanderung	0,406 (0,098)	0,744 (0,122)	1,003 (0,158)
Europ. Einigung	0,303 (0,128)	0,529 (0,182)	0,875 (0,232)
Links-Rechts	2,105 (0,147)	3,322 (0,268)	3,141 (0,288)
CDU ^c	0,580 (0,113)	0,946 (0,120)	0,738 (0,114)
SPD ^c	0,605 (0,103)	1,209 (0,106)	0,982 (0,102)
FDP ^c	-0,714 (0,117)	0,031† (0,119)	-0,220† (0,115)
LR χ^2	779,394	709,980	647,099
R ² _{MF}	0,305	0,278	0,253
BIC	-748,494	-679,080	-616,199

N = 2264 N(R) = 566

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, FDP, Grüne}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für Grüne fixiert auf null

Die Ergebnisse für ostdeutsche Befragte fallen in dieser Hinsicht noch eindeutiger aus. In beiden Wahljahren hat allein das Distanzmodell einen durchweg stabilen Einfluss auf die Parteipräferenzen der Wähler. Das RM-Modell verliert in jedem paarweisen Ver-

¹⁵⁰ Dieser Befund deckt sich mit den Ergebnissen von Merrill und Grofmans (1999) Conditional Logit Schätzungen des Unified Model (vgl. Abschnitt 1.4.3) in Mehrparteiensystemen. Sowohl für Norwegen als auch Frankreich ergab die Mehrzahl ihrer Analysen keinen signifikanten Erklärungsbeitrag der Intensitätskomponente (Mischparameter q nicht signifikant verschieden von null) wohl aber der reinen Richtungs- und Distanzkomponenten.

gleich und das Matthews-Modell kann sich nur im direkten Vergleich gegen das RM-Modell behaupten. Die Parteibewertungen ostdeutscher Wähler scheinen daher eindeutig der klassischen Distanzlogik zu folgen.

Tabelle 13. ML-Schätzungen Rank Ordered Logit von Parteipräferenzen^a auf Policy-Nutzen (BTW 2002, Westdeutschland)

	Distanz ^b	RM	Matthews
Kernenergie	0,812 (0,099)	1,202 (0,144)	1,340 (0,166)
Zuwanderung	0,741 (0,103)	1,120 (0,141)	1,394 (0,166)
Europ. Einigung	0,382 (0,164)	0,840 (0,247)	1,159 (0,262)
Links-Rechts	2,028 (0,144)	3,667 (0,291)	3,912 (0,299)
CDU ^c	0,411 (0,118)	0,793 (0,124)	0,678 (0,118)
SPD ^c	0,443 (0,107)	1,146 (0,111)	0,894 (0,106)
FDP ^c	-0,537 (0,116)	0,403† (0,117)	0,098 (0,114)
LR χ^2	769,906	756,904	732,160
R ² _{MF}	0,307	0,301	0,292
BIC	-739,107	-726,105	-701,361

N = 2208 N(R) = 552

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, FDP, Grüne}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für Grüne fixiert auf null

Bei den bisherigen Modelltests gingen wir davon aus, dass alle Policy-Issues mit dem gleichen Gewicht in die geschätzte Auswahlfunktion eingehen. Zuletzt wenden wir uns der Frage zu, ob sich die bisherigen Ergebnisse verändern, wenn Policy-Issues mit unterschiedlichen Gewichten in die Nutzenfunktion eingehen. Zur Überprüfung dieser Möglichkeit wurde folgendes Nutzenmodell geschätzt:

$$V_{xi} = \alpha_x + \sum_{j=1}^4 \beta_j U_{xij}$$

Dabei bezeichnet j eines der vier Issues, Kernenergie, Ausländerpolitik, europäische Einigung und Links-Rechts und U_{xij} den issue-spezifischen Policy-Nutzen des jeweiligen Modells.¹⁵¹ Die Ergebnisse dieser Schätzungen sind in Tabellen 12 und 13 wiedergegeben.

Wie man sieht, ändert auch diese Vorgehensweise nichts an der Überlegenheit des Distanzmodells, das stets die beste Anpassung an die Daten liefert. Ein Unterschied ergibt sich lediglich im Vergleich von RM- und Matthews-Modell, wobei letzteres nun eine deutlich schlechtere Anpassung der Daten liefert als unter der Annahme gleicher Issue-Gewichte. Die Annahme unterschiedlicher Issue-Gewichte kommt also dem RM-Modell zugute.¹⁵² Das Matthews-Modell liefert bessere Ergebnisse unter der Annahme gleichgewichtiger Issues.

2.3.4 Interpretation und Ausblick

Im ersten Teil dieser Arbeit wurden verschiedene Typen policy-basierter Bewertungsmodelle vorgestellt und theoretisch voneinander abgegrenzt. Es wurde argumentiert, dass die Randbedingungen, die für die Gültigkeit des einen oder anderen Modells ausschlaggebend sind sowohl auf Seiten des Wählers als auch der Parteien (genauer: der politischen Alternativen) liegen können (vgl. Abschnitt 1.5). Im Einklang mit der Literatur zu Distanz- und RM-Modell wurde davon ausgegangen, dass sie auf Seiten des Wählers zu finden sind, genauer im seinem Verständnis von Policy-Issues. Es wurde gezeigt, dass Wähler unter dem RM-Modell, Parteien so bewerten, als handele es sich bei den politischen Sachfragen um (zweiseitige) Valenz-Issues, nicht um Positions-Issues.

Unsere empirischen Befunde bestätigen die Annahmen des RM-Modells nicht. Rabino-

¹⁵¹ Zur Schätzung dieser Modelle war es erforderlich, dass die Befragten auf allen vier Issues Positionierungen vorgenommen haben, was mit einer erheblichen Verringerung der Fallzahlen einher ging. Um keine weiteren Fälle zu verlieren wurde auf die Kontrolle von Parteineigung verzichtet. Außerdem werden hier nur die Ergebnisse der westdeutschen Stichproben berichtet, da die Zahl der verfügbaren Fälle in den ostdeutschen Stichproben als zu gering erachtet wurde.

¹⁵² Diese Schlussfolgerung wird auch durch Analysen gestützt, in denen die Gesamtnutzen aller drei Modelle simultan gegeneinander getestet wurden, wobei zur Berechnung der Gesamtnutzen die geschätzten Issue Gewichte zugrunde gelegt wurden. Die Ergebnisse dieser Analysen finden sich in Anhang 3.2.

anspruchsvolles Issue Konzept verliert im empirischen Vergleich eindeutig gegenüber der klassischen Annahme von Issues als Dimensionen geordneter Politikvorschläge. Die Ergebnisse liefern damit eine eindrucksvolle Bestätigung der Intuition von Hotelling, Downs und Black, sowie der Arbeiten von Coombs über das Distanzkonzept als psychologischem Fundament der Präferenzbildung. Die gute Performanz des ebenfalls distanzbasierten Matthews-Modells bestätigt dies. Auch Stokes scharfe Trennung von Positions- und Valenz-Issues wird von den Ergebnissen gestützt. Der Versuch von Rabinowitz und Macdonald, die simple Bewertungslogik für den Fall unstrittiger politischer Ziele auf die Ebene von umstrittenen politischen Sachfragen zu übertragen, hält einer empirischen Überprüfung nicht stand.¹⁵³

Die guten Resultate des Matthews-Modells deuten außerdem darauf hin, dass die Wirksamkeit des Distanzmechanismus relativ invariant gegenüber einer Schrumpfung des Policy-Raums ist. Ob Policy-Positionen wie im klassischen Distanzmodell einen Punkteraum oder wie im Matthews-Modell einen Vektorraum implizieren, bleibt eine Frage, die weitere Untersuchung verdient. Die Annahme eines Punkteraumes scheint im Lichte der hier berichteten Ergebnisse eher gerechtfertigt, allerdings wird auch die Annahme eines Vektorraumes von den Daten gestützt. Matthews Vorstellung, wonach Parteien nur in sehr beschränktem Maße fähig sind, differenzierte Positionen in einzelnen Sachfragen zu beziehen, scheint vor diesem Hintergrund nicht ungerechtfertigt.

Wie lassen sich diese Ergebnisse in die Literatur einordnen? In Bezug auf die empirische Literatur hat es den Anschein, dass der Erfolg des RM-Modells größtenteils auf die (unberechtigte) Annahme intersubjektiver Nutzenvergleiche zurück zu führen ist. Im zweiten Teil dieser Arbeit wurde gezeigt, dass viele der empirischen Studien zu RM- und Distanzmodell auf der Analyse von Supportfunktionen beruhen (vgl. Abschnitt 2.1.2). Methodologisch setzt dies die interpersonelle Vergleichbarkeit von Nutzenniveaus voraus, denn nur dann sind Supportfunktionen in ihrer Form identisch den Nutzenfunktionen der Wähler. Ist diese Voraussetzung nicht gegeben, dann diskriminieren Supportfunktionen nicht mehr eindeutig zwischen RM- und Distanzmodell – d.h. eingipflige Präferenzen können monotone Supportfunktionen erzeugen und monotone Präferenzen können eingipflige Supportfunktionen erzeugen – was zu falschen Testergebnissen führen würde. Angesichts dieser Probleme wurde auf ein Analyseverfahren

¹⁵³ Umstrittene politische Sachfragen erzwingen geradezu die Berücksichtigung von Tradeoffs zwischen verschiedenen Positionen, was sich mit einer einfachen Logik nach dem „mehr ist besser“ Prinzip nicht ausdrücken lässt, sondern nur mit dem Konzept eingipfliger Nutzenfunktionen.

zurückgegriffen, das keine Nutzenvergleiche unterstellt und auf intervallskalierte Präferenzmessungen verzichtet. Statt dessen wurde allein die ordinale Information in den Parteibewertungen zur Analyse von Wählerpräferenzen herangezogen.

Die erzielten Resultate bestätigen den Eindruck, dass der Erfolg des RM-Modells unmittelbar mit dem Rekurs auf Supportfunktionen verbunden ist.¹⁵⁴ Als Kritik an den Ergebnissen könnte angeführt werden, dass sämtliche Modellschätzungen auf individuell wahrgenommenen Parteipositionen beruhen, die aufgrund von Projektionseffekten zugunsten des Distanzmodells verzerrt sein könnten. Auf die Inkonsistenz und empirische Unbegründetheit dieser Kritik wurde bereits in Abschnitt 2.1.1 eingegangen. Hier sei zudem angemerkt, dass Projektionseffekte, so wie sie in der Literatur beschrieben werden, zwar die Vorhersage des klassischen Distanzmodells verbessern könnten, nicht aber die des Matthews-Modells. Angesichts der guten Ergebnisse des Matthews-Modells können wir mit ziemlicher Sicherheit davon ausgehen, dass die Eingipfligkeit von Wählerpräferenzen über politische Sachfragen tatsächlich exogen ist und nicht durch non-policy Motive erklärt werden kann. Wenn es wahr wäre, dass Wähler Parteien, die sie aus non-policy Motiven heraus besser bewerten, näher an ihrer eigenen Issue-Position verorten, dann sollte die Kontrolle solcher Motive die Erklärungskraft des Distanzmodells systematisch verringern. Die Kontrolle von Parteineigung verringert dagegen den Einfluss aller Policy-Modelle, nicht nur des Distanzmodells.

Im Hinblick auf die theoretische Literatur zu Policy-Voting und Parteienwettbewerb liefern die hier vorgelegten Ergebnisse gute Gründe, zur Beschreibung der Wirklichkeit weiterhin an den klassischen Annahmen des Distanzmodells und des Medianwählertheorems mit allen seinen Erweiterungen festzuhalten. Das Matthews-Modell verdient in dieser Hinsicht möglicherweise mehr Beachtung als ihm bisher zuteil wurde. Das RM-Modell scheint, für sich genommen, zur Erklärung des politischen Prozesses am wenigsten geeignet. Wenn also das reale Phänomen nicht konvergierender Parteipositionen ein Problem für klassische Ansätze darstellt, dann ist die Lösung dieses Problems nicht im RM-Modell zu finden. Im günstigsten Fall – für das RM-Modell – liegt die Lösung in der Annahme von Subpopulationen von RM-Wählern in einer überwiegend distanzorientierten Wählerschaft (Morris, Rabinowitz 1997). Eine andere viel versprechende

¹⁵⁴ Die fälschliche Idee, dass eingipflige Nutzenfunktionen notwendigerweise eingipflige Supportfunktionen erzeugen findet sich erstmals bei Rabinowitz (1978). Seitdem zieht sie sich durch alle Veröffentlichungen der Vertreter des RM-Modells. Erst Westholm (1997, 2001) macht auf diesen grundlegenden Fehlschluss aufmerksam.

Lösung bietet die Inklusion von non-policy Nutzen in die Policy-Bewertung von Parteien, zur Berücksichtigung stabiler Stammwählerschaften (Adams 2001). Gemischte Modelle schließlich (vgl. Abschnitt 1.4), stellen ebenfalls eine aussichtsreiche Alternative dar, sofern sie sich in einen theoretischen Rahmen einbetten lassen, der die Deduktion konkreter Hypothesen über ihre Parameter erlaubt (vgl. Hinich, Henning, Shikano 2004). Auf diesem Gebiet sprechen unsere Analyseergebnisse allerdings eher für die Formulierung eines gemischten Matthews-Distanzmodells. Ein nächster Schritt sollte in der Erforschung der theoretischen und mathematischen Eigenschaften dieses Mischtyps liegen.

Anhang 1a.

Äquivalenz von Rabinowitz ‚Mixed Model‘ (RMM) und gemischtem Distanz-RM Modell (DRM):

$$\begin{aligned}
 U^{DRM} &= 2(1-\beta)\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} - \beta\|\mathbf{V} - \mathbf{P}\|^2 \\
 &= 2(1-\beta)\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} - \beta[\|\mathbf{V}\|^2 + \|\mathbf{P}\|^2 - 2\mathbf{V} \cdot \mathbf{P}] \\
 &= 2\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} - \beta[\|\mathbf{V}\|^2 + \|\mathbf{P}\|^2] \\
 U^{RMM} &= \lambda_1 2\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} - \lambda_2 [\|\mathbf{V}\|^2 + \|\mathbf{P}\|^2] \\
 &= 2\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} - \frac{\lambda_2}{\lambda_1} [\|\mathbf{V}\|^2 + \|\mathbf{P}\|^2] \\
 \Rightarrow U^{DRM} &= U^{RMM} \quad \text{für } \beta = \frac{\lambda_2}{\lambda_1}
 \end{aligned}$$

Als monotone Transformation ist die Division von U^{RMM} durch λ_1 zulässig, da Nutzen keine feste Maßeinheit besitzt (Iversen 1994, S. 51).

Anhang 1b.

Äquivalenz von Grofman-Modell (GM) und gemischtem Distanz-RM-Modell (DRM); Sei $\beta = \delta$ und Status quo = neutraler Punkt = 0, dann ist das mehrdimensionale Grofman-Modell in Vektornotation gegeben als (vgl. Merrill und Grofman 1999):

$$\begin{aligned}
 U^{GM} &= -\|\mathbf{V} - \beta\mathbf{P}\|^2 \\
 &= -\|\mathbf{V}\|^2 - \beta^2\|\mathbf{P}\|^2 + 2\beta\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} \\
 &= -\|\mathbf{V}\|^2 + \beta^2\|\mathbf{V}\|^2 + \beta[2\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} - \beta\|\mathbf{V}\|^2 - \beta\|\mathbf{P}\|^2] \\
 &= -(1-\beta^2)\|\mathbf{V}\|^2 + \beta[2\mathbf{V} \cdot \mathbf{P} - \beta\|\mathbf{V}\|^2 - \beta\|\mathbf{P}\|^2] \\
 &= -(1-\beta^2)\|\mathbf{V}\|^2 + \beta U^{DRM}
 \end{aligned}$$

Das Grofman-Modell ist demnach eine lineare Transformation des gemischten Distanz-RM-Modells. Die Äquivalenz von U^{DRM} mit dem Ausdruck in Klammern folgt aus der aufgelösten Gleichung für U^{DRM} in Anhang 1a.

Anhang 2.

Frageformulierungen zur Erhebung der Issue-Positionen

„Bei den folgenden Fragen geht es jeweils um zwei gegensätzliche Meinungen zu verschiedenen politischen Aufgaben. Bitte sagen sie mir wo ihrer Meinung nach die einzelnen Parteien stehen.“

Kernenergie

„Zuerst geht es um das Thema Kernenergie. Der Wert 1 bedeutet: weiterer Ausbau der Kernenergie, der Wert 7 bedeutet: Sofortige Abschaltung aller Kernkraftwerke. Sollte die Kernenergie weiter ausgebaut werden oder sollten alle Kernkraftwerke abgeschaltet werden?“

„Welche Politik vertritt hier ihrer Meinung nach die [Partei]“

Zuwanderung

„Sollten die Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer erleichtert oder eingeschränkt werden?“

„Welche Politik vertritt hier ihrer Meinung nach die [Partei]“

Europäische Einigung

„Sollte die europäische Einigung so vorangetrieben werden, dass es bald eine gemeinsame europäische Regierung gibt oder geht die europäische Einigung jetzt schon viel zu weit.“

„Welche Politik vertritt hier ihrer Meinung nach die [Partei]“

„Und welche Meinung haben Sie selbst zu diesen Fragen?“

Links-Rechts

„Parteien werden oft als „links“ oder „rechts“ eingestuft. Bitte sagen Sie mir anhand dieser Skala, wie sie selbst die folgenden Parteien einstufen.“

„In der Politik reden die Leute häufig von „Links“ und „Rechts“. Wenn Sie diese Skala von 1 bis 11 benutzen, wo würden Sie sich selbst einordnen.“

Anhang 3a. Tests der linearen Matthews-Nutzenfunktion

Zur Spezifikation der linearen Matthews-Nutzenfunktion siehe Abschnitt 1.3.1

BTW 1998

ML-Schätzungen Rank Ordered Logit
von Parteipräferenzen^a auf Issue-Nutzen (BTW 1998, Westdeutschland)

	M1	M2	M3	M4	M5
Distanz ^b		2,180 (0,261)	1,811 (0,240)	1,747 (0,277)	1,742 (0,309)
Matthews ^d	1,289 (0,180)		0,920 (0,162)	0,874 (0,191)	0,831 (0,214)
RM	1,542 (0,367)	1,241 (0,362)		0,195† (0,423)	-0,576† (0,466)
CDU ^c	0,633 (0,082)	0,493 (0,084)	0,506 (0,083)	0,512 (0,084)	0,057† (0,098)
SPD ^c	1,038 (0,080)	0,713 (0,090)	0,745 (0,086)	0,759 (0,091)	0,584 (0,103)
FDP ^c	-0,251 (0,086)	-0,537 (0,096)	-0,531 (0,092)	-0,517 (0,096)	-0,421 (0,102)
PI					0,814 (0,043)
LR χ^2	867,054	885,979	907,299	907,511	1539,373
R ² _{MF}	0,222	0,227	0,232	0,232	0,394

N = 3476 N(R) = 869

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, FDP, Grüne}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für Grüne fixiert auf null

^d Linearer Matthews Nutzen, normiert auf [-1, 1]

BTW 2002

ML-Schätzungen Rank Ordered Logit
von Parteipräferenzen^a auf Issue-Nutzen (BTW 2002, Westdeutschland)

	M1	M2	M3	M4	M5
Distanz ^b		2,534 (0,278)	2,289 (0,247)	2,090 (0,292)	1,923 (0,325)
Matthews ^d	1,356 (0,176)		1,073 (0,156)	0,952 (0,183)	0,683 (0,202)
RM	2,428 (0,407)	1,967 (0,415)		0,604† (0,480)	0,486† (0,536)
CDU ^c	0,554 (0,087)	0,343 (0,090)	0,355 (0,089)	0,375 (0,091)	-0,114† (0,103)
SPD ^c	0,996 (0,083)	0,652 (0,093)	0,638 (0,087)	0,681 (0,094)	0,146† (0,108)
FDP ^c	0,210 (0,086)	-0,220 (0,103)	-0,250 (0,093)	-0,195† (0,103)	-0,173† (0,109)
PI					0,758 (0,039)
LR χ^2	1012,003	1036,793	1062,986	1064,583	1663,893
R ² _{MF}	0,254	0,261	0,267	0,268	0,418

N = 3524 N(R) = 881

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$
Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, FDP, Grüne}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für Grüne fixiert auf null

^d Linearer Matthews Nutzen, normiert auf [-1, 1]

Anhang 3b. Tests bester Schätzungen von Distanz- RM- und Matthews-Modell

Erläuterung: Alle Modell wurden zunächst einzeln an die jeweiligen Daten angepasst mit unbeschränkten Issue Gewichten. Auf der Grundlage der empirisch geschätzten Issue Gewichte wurden die Gesamtnutzen der Modelle (als gewichtete Summe) gebildet und anschließend gemeinsam in ein Analysemodell aufgenommen.

BTW 1998

ML-Schätzungen Rank Ordered Logit
von Parteipräferenzen^a auf Issue-Nutzen^d (BTW 1998, Westdeutschland)

	M1	M2	M3	M4	M5
Distanz ^b		0,748 (0,084)	0,873 (0,079)	0,754 (0,088)	0,791 (0,097)
Matthews	0,232 (0,105)		0,180 (0,086)	-0,029† (0,109)	-0,037† (0,122)
RM	0,803 (0,104)	0,332 (0,091)		0,352 (0,116)	0,099† (0,127)
CDU ^c	0,922 (0,111)	0,700 (0,114)	0,614 (0,109)	0,701 (0,114)	0,164† (0,130)
SPD ^c	1,173 (0,105)	0,779 (0,113)	0,659 (0,105)	0,780 (0,113)	0,511 (0,129)
FDP ^c	-0,011† (0,114)	-0,507 (0,128)	-0,648 (0,118)	-0,507 (0,128)	-0,503 (0,132)
PI					0,741 (0,050)
LR χ^2	714,944	793,162	783,762	793,234	1147,535
R ² _{MF}	0,280	0,310	0,306	0,310	0,449

N = 2264 N(R) = 566

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$

Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, FDP, Grüne}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für Grüne fixiert auf null

^d Issue-Nutzen basieren auf besten Schätzungen der einzelnen Modelle

BTW 2002

ML-Schätzungen Rank Ordered Logit
von Parteipräferenzen^a auf Issue-Nutzen^d (BTW 2002, Westdeutschland)

	M1	M2	M3	M4	M5
Distanz ^b		0,581 (0,083)	0,645 (0,074)	0,508 (0,086)	0,472 (0,095)
Matthews	0,441 (0,087)		0,456 (0,074)	0,304 (0,087)	0,244 (0,096)
RM	0,609 (0,089)	0,510 (0,085)		0,305 (0,101)	0,206† (0,109)
CDU ^c	0,770 (0,117)	0,591 (0,120)	0,524 (0,116)	0,598 (0,120)	0,082† (0,134)
SPD ^c	1,065 (0,111)	0,770 (0,121)	0,621 (0,111)	0,761 (0,121)	0,219† (0,138)
FDP ^c	0,300 (0,115)	-0,117† (0,135)	-0,305 (0,120)	-0,124† (0,135)	-0,167† (0,141)
PI					0,699 (0,049)
LR χ^2	784,920	807,979	811,460	820,982	1133,969
R ² _{MF}	0,313	0,322	0,323	0,327	0,452

N = 2208 N(R) = 552

† nicht signifikant verschieden von null mit $p < 0,05$
Standardfehler in Klammern

^a Drei Präferenzränge, Choice Set {CDU, SPD, FDP, Grüne}

^b City-Block Distanz, bzw. Nähe

^c Konstante für Grüne fixiert auf null

^d Issue-Nutzen basieren auf besten Schätzungen der einzelnen Modelle

- Aarts, K., Macdonald, S. E., Rabinowitz, G. (1999): Issues and Party Competition in the Netherlands, *Comparative Political Studies*, 32, 63-99.
- Adams, J. (2001): *Party Competition and Responsible Party Government*, Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Adams, J., Merrill, S. (1999): Modeling Party Strategies and Policy Representation in Multiparty Elections. Why are Strategies so Extreme?, *American Journal of Political Science*, 43, 3, 765-791.
- Allison, P. D. 1999: Comparing Logit and Probit Coefficients Across Groups, *Sociological Methods and Research*, 28, 2, 186-208.
- Allison, P. D., Christakis, N. A. (1994): Logit Models for Sets of Ranked Items, in: P. V. Marsden (Hrsg.), *Sociological Methodology*, 199-228.
- Alvarez, M. R., Nagler, J. (1998): When Politics and Models Collide. Estimating Models of Multiparty Elections, *American Journal of Political Science*, 42, 1, 55-96.
- Beggs, S., Cardell, S., Hausman, J. (1981): Assessing the Potential Demand for Electric Cars, *Journal of Econometrics*, 16, 1-19.
- Behnke, J. (1999): *Räumliche Modelle der sachfragenorientierten Wahlentscheidung*, Hamburg: Kovac.
- Ben-Akiva, M., Lerman, S. (1985): *Discrete Choice Analysis. Theory and Application to Travel Demand*, Cambridge, London: MIT Press.
- Benninghaus, H. (1998): *Deskriptive Statistik*, 8. Aufl., Stuttgart, Leipzig: Teubner.
- Black, D. (1958): *The Theory of Committees and Elections*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Blais, A., Nadeau, R., Gidengil, E., Nevitte, N. (2001): The Formation of Party Preferences. Testing the Proximity and Directional Models, *European Journal of Political Research*, 40, 81-91.
- Carroll, D. J. (1972): Individual Differences and Multidimensional Scaling ,in: R. N. Shepard, A. K. Romney, B. C. Nerlove (Hrsg.), *Multidimensional Scaling. Theory and Applications in the Behavioral Sciences*, Vol. 1 (Theory), New York, London: Seminar Press.
- Chapman, R. G., Staelin, R. (1982): Exploiting Rank Ordered Choice Set Data Within the Stochastic Utility Model, *Journal of Marketing Research*, 19, 288-301.

- Cho, S., Endersby, J. W. (2003): Issues, the Spatial Theory of Voting, and British General Elections. A Comparison of Proximity and Directional Models, *Public Choice*, 114, 275-293.
- Coombs, C. H. (1950): Psychological Scaling Without a Unit of Measurement, *Psychological Review*, 57, 145-158.
- Coombs, C. H. (1960): A Theory of Data, *Psychological Review*, 67, 143-159.
- Coombs, C. H. (1964): *A Theory of Data*, New York, London, Sydney: Wiley.
- Coombs, C. H., Avrunin, G. S. (1980): Single-Peaked Functions and the Theory of Preference, in: E. D. Lantermann, H. Feger (Hrsg.), *Similarity and Choice*, 182-207, Bern, Stuttgart, Wien: Hans Huber.
- Cox, G. (1997): *Making Votes Count*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Critchlow, D. E., Fligner, M. A., Verducci, J. S. (1991): Probability Models on Rankings, *Journal of Mathematical Psychology*, 35, 294-318.
- Davis, O. A., Hinich, M. J. (1966): A Mathematical Model of Policy Formation in a Democratic Society, in: J. L. Bernd (Hrsg.), *Mathematical Applications in Political Science II*, 175-208, Dallas: Southern Methodist University Press.
- Davis, O. A., Hinich, M. J., Ordeshook, P. C. (1970): An Expository Development of a Mathematical Model of the Electoral Process, *American Political Science Review*, 64, 2, 426-448.
- Dow, J. K. (1998): Directional and Proximity Models of Voter Choice in Recent US Presidential Elections, *Public Choice*, 96, 259-270.
- Downs, A. (1957): *An Economic Theory of Democracy*, New York: Harper & Row.
- Elster, J., Roemer, J. E. (1991): Introduction, in: J. Elster, J. E. Roemer (Hrsg.) *Interpersonal Comparisons of Well-Being*, 2-16, Cambridge u.a.: Cambridge University Press.
- Enelow, J. M., Hinich, M. J. (1984): *The Spatial Theory of Voting. An Introduction*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Esser, H. (1999): *Soziologie. Spezielle Grundlagen. Band 1. Situationslogik und Handeln*, Frankfurt, New York: Campus.
- Fishbein, M., Ajzen, I. (1975): *Belief, Attitude, Intention and Behavior. An Introduction to Theory and Research*, London u.a.: Addison-Wesley.
- Fishbein, M. (1967): A Consideration of Beliefs, and Their Role in Attitude Measurement, in: M. Fishbein, *Readings in Attitude Theory and Measurement*, S. 257-264, New York, London, Sydney: Wiley.

- Gilljam, M. (1997a): The Directional Theory Under the Magnifying Glass. A Reappraisal, *Journal of Theoretical Politics*, 9, 1, 5-12.
- Gilljam, M. (1997b): Realistic Assumptions or Directional Theory?, *Journal of Theoretical Politics*, 9, 1, 23-24.
- Granberg, D., Gilljam, M. (1997): Implausible Hypotheses in the Directional Theory of Issue Voting, *European Journal of Political Research*, 32, 31-50.
- Greene, W. H. (1999): *Econometric Analysis*, 4. Aufl., New Jersey: Prentice Hall.
- Grofman, B. (1985): The Neglected Role of the Status Quo in Models of Issue Voting, *Journal of Politics*, 47, 230-237.
- Hajnal I., Maddens B. (1997): Het Analyseren van Partij-Rangschikkingen via het 'Exploded Logit'-Model, *Res Publica*, 39, 3.
- Halaby, C. N. (2003): Where Job Values Come From: Family and Schooling Background, Cognitive Ability, and Gender, *American Sociological Review*, 68, 251-278.
- Hausman, J. A., McFadden, D. (1984): Specification Tests for the Multinomial Logit Model, *Econometrica*, 52, 1219-1240.
- Hausman, J. A., Ruud, P. A. (1987): Specifying and Testing Econometric Models for Rank-Ordered Data, *Journal of Econometrics*, 34, 83-104.
- Hinich, M. J., Munger (1994): *Ideology and the Theory of Political Choice*, Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Hinich, M. J., Henning, C. H.C.A., Shikano, S. (2004): Proximity versus Directional Models of Voting. Different Concepts but one Theory, in: C. H.C.A. Henning und F. U. Pappi (Hrsg.), *Interdisziplinäre Sozialforschung. Theorie und empirische Anwendungen*, 37-56, Frankfurt a.M.: Campus.
- Hotelling, H. (1929): Stability in Competition, *The Economic Journal*, 39, 153, 41-57.
- Iversen, T. (1994): Political Leadership and Representation in West European Democracies: A Test of Three Models of Voting, *American Journal of Political Science*, 38, 1, 45-74.
- Johnston, R., Fournier, P., Jenkins, R. (2000): Party Location and Party Support: Unpacking Competing Models, *Journal of Politics*, 62, 4, 1145-1160.
- King, G., Keohane, R. O., Verba, S. (1994): *Designing Social Inquiry. Scientific Inference in Qualitative Research*, New Jersey: Princeton University Press.

- Krämer, J., Rattinger, H. (1997): The Proximity and the Directional Theories of Issue Voting. Comparative Results for the USA and Germany, *European Journal of Political Research*, 32, 1-29.
- Laver, M., Hunt, B. (1992): *Policy and Party Competition*, New York, London: Routledge.
- Lewis, J. B., King, G. (1999): No Evidence on Directional vs. Proximity Voting, *Political Analysis*, 8, 1, 21-33.
- Listhaug, O., Macdonald, S. E., Rabinowitz, G. (1994): Ideology and Party Support in Comparative Perspective, *European Journal of Political Research*, 25, 111-149.
- Long, J. S. (1997): *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Thousand Oaks, London, New Delhi: Sage.
- Luce, R. D. (1959): *Individual Choice Behavior*, New York: Wiley.
- Macdonald, S. E., Listhaug, O., Rabinowitz, G. (1991): Issues and Party Support in Multiparty Systems, *American Political Science Review*, 85, 4, 1107-1131.
- Macdonald, S. E., Rabinowitz (1997): On 'Correcting' for Rationalization, *Journal of Theoretical Politics*, 9, 1, 49-55.
- Macdonald, S. E., Rabinowitz, G. (1993): Ideology and Candidate Evaluation, *Public Choice*, 76, 59-78.
- Macdonald, S. E., Rabinowitz, G., Listhaug, O. (1995): Political Sophistication and Models of Issue Voting, *British Journal of Political Science*, 25, 453-483.
- Macdonald, S. E., Rabinowitz, G., Listhaug, O. (1997): Individual Perception and Models of Issue Voting, *Journal of Theoretical Politics*, 9, 1, 13-21.
- Macdonald, S. E., Rabinowitz, G., Listhaug, O. (1998): On Attempting to Rehabilitate the Proximity Model. Sometimes the Patient Just Can't Be Helped, *Journal of Politics*, 60, 3, 653-690.
- Maddens, B. (1996): Directional Theory of Issue Voting. The Case of the 1991 Parliamentary Elections in Flanders, *Electoral Studies*, 15, 1, 53-70.
- Maddens, B., Hajnal (2001): Alternative Models of Issue Voting. The Case of the 1991 and 1995 Elections in Belgium, *European Journal of Political Research*, 39, 319-346.
- Maier, G., Weiss, P. (1990): *Modelle diskreter Entscheidungen. Theorie und Anwendung in den Sozial- und Wirtschaftswissenschaften*, Wien, New York: Springer.
- Markus, G., Converse, P. E., (1979): A Dynamic Simultaneous Equation Model of Electoral Choice, *American Political Science Review*, 73, 4, 1055-1070.

- Matthews, S. A. (1979): A Simple Direction Model of Electoral Competition, *Public Choice*, 34, 141-156.
- McFadden, D. (1974): Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior, in: P. Zarembka, *Frontiers in Econometrics*, 105-142, New York, London: Academic Press.
- Merrill, S. (1995): Discriminating Between the Directional and Proximity Spatial Models of Electoral Competition, *Electoral Studies*, 14, 3, 273-287.
- Merrill, S., Grofman, B. (1997a): Directional and Proximity Models of Voter Utility and Choice. A New Synthesis and an Illustrative Test of Competing Models, *Journal of Theoretical Politics*, 9, 1, 25-48.
- Merrill, S., Grofman, B. (1997b): Response to Macdonald and Rabinowitz, *Journal of Theoretical Politics*, 9, 1, 57-60.
- Merrill, S., Grofman, B. (1999): *A Unified Theory of Voting*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Morris, I. L., Rabinowitz, G. (1997): On the Coexistence of Directional and Proximity Voters, *Journal of Theoretical Politics*, 9, 1, 75-88.
- Ordeshook, P. C. (1976): The Spatial Theory of Elections: A Review and a Critique, in: I. Budge, I. Crewe, D. Farlie (Hrsg.), *Party Identification and Beyond*, 285-313, London: Wiley.
- Ordeshook, P. C. (1986): *Game Theory and Political Theory. An Introduction*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Ordeshook, P. C. (1997): The Spatial Analysis of Elections and Committees: Four Decades of Research, in: D. C. Mueller (Hrsg.), *Perspectives on Public Choice. A Handbook*, 247-270, Cambridge: Cambridge University Press.
- Pierce, R. (1997): Directional versus Proximity Models. Verisimilitude as the Criterion, *Journal of Theoretical Politics*, 9, 1, 61-74.
- Popper, K. (1968): *Conjectures and Refutations. The Growth of Scientific Knowledge*, 2. Aufl., New York: Harper & Row.
- Rabinowitz, G. (1978): On the Nature of Political Issues. Insights from a Spatial Analysis, *American Journal of Political Science*, 22, 4, 793-817.
- Rabinowitz, G., Macdonald, S. E. (1989): A Directional Theory of Issue Voting, *American Political Science Review*, 83, 1, 93-121.

- Rabinowitz, G., Macdonald, S. E., Listhaug, O. (1991): New Players in an Old Game: Party Strategy in Multiparty Systems, *Comparative Political Studies*, 24, 147-185.
- Raftery, A. E. (1995): Bayesian Model Selection in Social Research, in: P. V. Marsden (Hrsg.), *Sociological Methodology*, 25, 111-163.
- Reynolds, H. T. (1974): Rationality and Attitudes Toward Political Parties and Candidates, *Journal of Politics*, 36, 4, 983-1005.
- Riker W. H., Ordeshook P. C. (1973): *An Introduction to Positive Political Theory*, Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Skrondal, A., Rabe-Hesketh, S. (2003): Multilevel Logistic Regression for Polytomous Data and Rankings, *Psychometrika*, 68, 2, 267-287.
- Small, K. A., Hsiao, C. (1985): Multinomial Logit Specification Tests, *International Economic Review*, 26, 619-627.
- Smithies, A. (1941): Optimum Location in Spatial Competition, *Journal of Political Economy*, 49, 3, 423-439.
- Stokes, D. E. (1963): Spatial Models of Party Competition, *American Political Science Review*, 57, 2, 368-377.
- Turner, P. W. (1996): Estimating the Parameters of a Spatial Voting Model with Multiaattributive Random Utility Models. An Empirical Analysis of the 1990 Bundestag Election, *MZES Arbeitspapier*: Mannheimer Zentrum für europäische Sozialforschung, Arbeitsbereich II/13.
- Turner, P. W. (1998): *Wählen als rationale Entscheidung. Die Modellierung von Politikreaktionen im Mehrparteiensystem*, München: Oldenburg.
- Varian, H. R. (1999): *Grundzüge der Mikroökonomik*, 4. Aufl., München, Wien: Oldenburg.
- Westholm, A. (1997): Distance versus Direction: The Illusory Defeat of the Proximity Theory of Electoral Choice, *American Political Science Review*, 91, 4, 865-883.
- Westholm, A. (2001): On the Return of Epicycles. Some Crossroads in Spatial Modeling Revisited, *Journal of Politics*, 63, 2, 436-481.

Ehrenwörtliche Versicherung

Ich versichere, dass ich die vorliegende Diplomarbeit ohne Hilfe Dritter und ohne Benutzung anderer als der angegebenen Quellen und Hilfsmittel angefertigt und die den benutzten Quellen wörtlich oder inhaltlich entnommenen Stellen als solche kenntlich gemacht habe. Diese Arbeit hat in gleicher oder ähnlicher Form noch keiner Prüfungsbehörde vorgelegen.

Mannheim, den 6.5.2005

(Michael Herrmann)